

TAMPEREEN YLIOPISTO

Johtamiskorkeakoulu

**KONKURSSIRISKIIN PERUSTUVA
SIJOITUSSTRATEGIA HELSINGIN PÖRSSISSÄ
AJANJAKSOLLA 1.3.2007–28.2.2017**

Yrityksen laskentatoimi
Pro gradu -tutkielma
Syyskuu 2017
Ohjaaja: Lili Kihn

Roope Keto

TIIVISTELMÄ

Tampereen yliopisto	Johtamiskorkeakoulu; yrityksen laskentatoimi
Tekijä:	KETO, ROOPE
Tutkielman nimi:	Konkurssiriskin perustuva sijoitusstrategia Helsingin pörssissä ajanjaksolla 1.3.2007–28.2.2017
Pro Gradu –tutkielma:	87 sivua
Aika:	Syyskuu 2017
Avainsanat:	Anomalia, konkurssiriski, tehokkaiden markkinoiden hypoteesi

Tutkielman tarkoituksena oli tutkia, pystyykö sijoittaja hyödyntämään konkurssiriskiä kuvastavia tunnuslukuja sijoitusstrategiassaan. Jos sijoittaja pystyy muodostamaan sijoitusstrategian, joka tuottaa epänormaaleja tuottoja, olisi se vastoin tehokkaiden markkinoiden hypoteesia. Näin ollen tässä tutkielmassa testattiin tehokkaiden markkinoiden hypoteesia.

Tutkielma toteutettiin muodostamalla korkean ja matalan konkurssiriskin portfoliot käyttämällä jaotteluperusteena konkurssiriskiä. Konkurssiriskin arvioinnissa käytettiin kolmea eri mallia: Altmanin (1968) Z-lukua, Ohlsonin (1980) O-lukua ja Campbellin, Hilscherin ja Szilagyn (2011) mallia. Portfolioiden muodostamisen jälkeen laskettiin vuosituo-
totot. Portfoliot muodostettiin uudelleen vuosittain. Tutkielma rajautui Helsingin pörssiin ajanjaksolle 1.3.2007–28.2.2017.

Tutkielman tuloksena oli, että Helsingin pörssissä ajanjaksolla 1.3.2007–28.2.2017 korkean konkurssiriskin portfoliot tuottivat huonommin kuin matalan konkurssiriskin. Campbellin ym. (2011) mallin mukaan muodostettu nollakustannusstrategia, joka lyhyeksi myy riskisimpiä osakkeita ja ostaa position matalariskisimmistä tuotti keskimäärin 1,25 % per kuukausi. Tämä tulos oli tilastollisesti merkitsevä ennen kaupankäyntikustannuksia. 0,5 %:n yhden suunnan kaupankäyntikustannusta käyttäen keskimääräinen kuukausituotto oli 1,004 %. Tämän kaupankäyntikustannuksen jälkeen epänormaali tuotto ei ollut enää tilastollisesti merkitsevä merkitsevyystasolla 0,05, sillä p-arvo oli 0,064. Voidaan tehdä johtopäätös, että kaupankäyntikustannukset huomioiden satunnaisuutta ei suljeta pois tuottoja selittävänä tekijänä. Tutkielman rajoitteena on pienehkö otoskoko, jonka vuoksi yleistettävyyttä kärsii.

SISÄLLYSLUETTELO

1 JOHDANTO	1
1.1 Aiheen valinta ja merkitys	1
1.2 Tutkielman tavoite ja keskeiset rajaukset	4
1.3 Tutkielman metodologia	5
1.4 Tutkielman keskeiset käsitteet	6
1.5 Tutkielman rakenne	7
2 TEORIA	9
2.1 Tehokkaiden markkinoiden teoria	9
2.2 Arvopapereiden hinnoittelu tehokkailla markkinoilla	12
2.2.1 Moderni portfolioteoria	13
2.2.2 CAP-malli (Capital Asset Pricing Model)	13
2.2.3 Suorituskyvyn mittarit	17
2.2.4 Faman ja Frenchin kolmen faktorin malli	19
2.2.5 Riski	20
2.3 Korkean konkurssiriskin osakkeet tuottavat heikosti – konkurssiriskianomalia	21
2.4 Yhteenveto aiemmasta kirjallisuudesta	38
2.5 Tutkielman hypoteesit	40
3 TUTKIELMAN AINEISTO JA TOTEUTUSTAPA	42
3.1 Konkurssiriskiä ennustavat mallit	42
3.1.1 Altmanin Z-luku	43
3.1.2 Ohlsonin O-luku	45
3.1.3 Campbellin, Hilscherin ja Szilagyn malli	48
3.2 Aineisto	53
3.3 Portfolioiden muodostus	54
3.4 Nollakustannusstrategian mukaiset portfoliot	56
3.5 Hypoteesien tilastollinen testaaminen	57
4 TUTKIELMAN EMPIIRISEN OSION TULOKSET	59
4.1 Portfolioiden kuvailu	59
4.2 Portfolioiden tuotot	62
4.3 Kaupankäyntikustannusten huomiointi	68
4.4 T-testin luotettavuus	72
4.5 Tuottojakaumat korkean konkurssiriskin portfolioille	74

4.6 Yhteenveto keskeisistä empiirisistä tuloksista	76
4.7 Reliabiliteetti ja validiteetti	77
5 JOHTOPÄÄTÖKSET	80
LÄHTEET	83

1 JOHDANTO

1.1 Aiheen valinta ja merkitys

Tässä tutkielmassa tutkitaan sijoitusstrategiaa. Aihe on luonnollisesti sijoittajia kiinnostava, koska he etsivät markkinoita paremmin tuottavia sijoitusstrategioita. Aihe on kuitenkin myös teoreettisesti mielenkiintoinen. Fama (1970) argumentoi, että markkinat ovat tehokkaat. Hän määrittelee tehokkaat markkinat sellaisiksi, missä hinnat heijastavat kaiken saatavilla olevan informaation. Mikäli näin on, sijoittaja ei voi odottaa saavansa etua tilinpäätösanalyysillä tai teknisellä analyysillä. Jos sijoittaja pystyisi hyödyntämään jotain sijoitusstrategiaa systemaattisesti, olisi se vastoin markkinoiden tehokkuuden hypoteesia. Näin sen vuoksi, että tehokkailla markkinoilla epänormaalin tuoton odotusarvo on nolla (Fama 1970, 385).

Tutkijat ovat testanneet Faman (1970) esittämää tehokkaiden markkinoiden hypoteesia runsaasti. Tutkimustulokset ovat olleet kuitenkin ristiriitaisia. Osakemarkkinoilta on löydetty erilaisia anomalioita eli säännönmukaisuuksia, joita sijoittaja mahdollisesti pystyisi hyödyntämään. Debondt ja Thaler (1985) löysivät evidenssiä sille, että osakemarkkinoilla tapahtuu ylireagoimista. Bernard ja Thomas (1990) löysivät puolestaan evidenssiä ali-reagoimiselle tulosjulkistuksissa. Jegadeesh ja Titman (1993) havaitsivat tutkimuksessaan momentum -anomalian. Eli osakkeiden hinnoissa oli positiivista autokorrelaatiota. Toisin sanoen menneisyyden voittajat olivat tulevaisuuden voittajia ja menneisyyden häviäjät tulevaisuuden häviäjiä.

Toisaalta anomalioille on esitetty erilaisia vasta-argumentteja. Esimerkiksi Parmler ja Gonzalez (2007) argumentoivat, että ”data snooping” voi olla momentum -anomalian selittäjänä. ”Data snooping” tarkoittaa säännönmukaisuuksien etsimistä samasta datasta yhä uudelleen (White 2000, 1097). Vaarana on, että näin löydetty säännönmukaisuudet voivat johtua satunnaisuudesta (White 2000, 1097). ”Data snooping” -ongelmaa kuvastaa edesmenneen brittiekonomi Ronald Coasen (1982, 16) kuuluisa lausahdus: ”If you torture the data enough, nature will always confess”.

Tässä tutkielmassa on rajauksena tutkia konkurssiriskianomaliaa. Konkurssiriskianomalia on suomennos englanninkielisestä termistä ”distress anomaly”. Tässä anomaliassa on kyse siitä, että korkean konkurssiriskin osakkeet tuottavat huonosti. Tämän anomalian havaitsi Dichev (1998) tutkimuksessaan. Hänen tutkimustuloksenaan oli, että korkean konkurssiriskin osakkeiden tuotto oli samaa tasoa kuin riskittömän koron. Dichevin jälkeen tutkimusta on aiheesta julkaistu melko runsaasti tähän päivään asti. Uusimpina tutkimuksina ovat Gaon, Parsonin ja Shenin (2016) sekä Aretzin, Florackisin ja Kostakis (2016) tutkimukset. Gao ym. (2016) havaitsivat tutkimuksessaan konkurssiriskianomalian erityisen voimakkaana kehittyneissä Euroopan ja Pohjois-Amerikan maissa. Lisäksi he löytävät evidenssiä tulkinnalle, että taustalla voisi olla sijoittajien ylenpalttinen itseluottamus. Toisaalta Florackis ym. (2016) saavat päinvastaisen tuloksen. He eivät havaitse konkurssiriskianomaliaa omassa aineistossaan. Voi tehdä johtopäätöksen, että konkurssiriskianomaliaa käsittelevää tutkimusta leimaa erimielisyys. Sekä anomalian olemassaolosta että syistä on esitetty erilaisia tulkintoja. Erityisen huomioitavaa on se, että viimeisimmät tutkimukset päättyvät päinvastaisiin johtopäätöksiin. Muun muassa näistä syistä johtuen aihealueen tutkimisen voi argumentoida olevan perusteltua.

Tässä tutkielmassa maantieteellisenä rajauksena on Suomi ja Helsingin pörssi. Syynä tähän valintaan on se, että konkurssiriskianomalian olemassaolosta Suomessa on erittäin vähän tutkimusta. Esimerkiksi suomalaisia pro gradu -tutkielmia ei ole tehty aiheesta lainkaan tietokantahakujen perusteella. Aretz, Florackis ja Kostakis (2016) tutkivat konkurssiriskianomaliaa globaalisti ja Suomi oli yhtenä maana mukana tutkimuksessa. Aretz ym. (2016) eivät kuitenkaan erikseen eritelleet tuottoja Suomessa. Gao ym. (2016) tutkivat konkurssiriskianomaliaa myös globaalisti ja yhtenä maana oli Suomi. He saivat tulokseksi, että suomessa oli havaittavissa konkurssiriskianomaliaa. Nollakustannusstrategian kuukausituottona, kun kyseessä oli normaalit tuotot, oli 1,57 %. Konkurssiriskin mallina Gao ym. (2016) käyttivät Moody’sin KMV:n ”Expected default frequency” -mallia ja ajanjaksona heillä oli 12/1995–6/2013.

Tässä tutkielmassa ajanjaksona on 1.3.2007–28.2.2017. Ajanjakso poikkeaa siis merkittävästi Gaon ym. (2016) käyttämästä ajanjaksosta. Jos myös tällä ajanjaksolla konkurssiriskianomaliaa on havaittavissa, antaisi se lisätukea sen olemassa olost. Schwert (2003, 941) toteaa, että vaikka anomaliaa olisi havaittavissa tietyllä periodilla, ei se tarkoita, että

anomalialla säilyisi. Näin sen vuoksi, että sijoittajat voivat hyödyntää anomaliaa sijoitusstrategioissaan, minkä johdosta anomalia saattaa kadota. Voisi arvella, että mahdollinen konkurssiriskianomalia olisi saattanut heikentyä, kun käytetään uudempaa aineistoa. Nimitään, Dichevin (1998) tutkimuksesta alkaen konkurssiriskianomaliaa käsitteleviä tutkimuksia on julkaistu jo useita.

Keskeinen valinta on konkurssiriskin malli. Aiemmissa tutkimuksissa on käytetty muun muassa Altmanin (1968) kehittämää Z-lukua (Dichev 1998), Ohlsonin (1980) muodostamaa O-lukua (Dichev 1998, Griffin & Lemmon 2002), Mertonin (1974) malliin perustuvaa ”distance to default” -mallia (Vassalou & Xing 2004, Gao & Zhi 2010), Campbellin ym. (2008) mallia (Campbell, Hilscher, & Szilagyi 2008, 2011, Aretz, Florackis, & Kostakis 2016), Luottoriskin preemiota (Friewald, Wagner & Zechner 2014) ja Moody’sin KMV:n EDF-mallia (Garlappi, Shu & Yan 2008, Gao, Parsons & Shen 2016).¹

Tähän tutkielmaan on valittu Altmanin (1968) kehittämä Z-luku, Ohlsonin (1980) esittämä O-luku ja Campbellin ym. (2011) muodostama malli. Campbell ym. (2011) päivittivät malliaan painojen osalta. Perusteluna mallien valinnoille on, että Altmanin (1968) mallia tai Ohlsonin (1980) mallia ei ole aiemmin käytetty tutkittaessa konkurssiriskianomaliaa Suomessa. Aretzin ym. (2016) tutkimuksessa Suomi oli yhtenä maana mukana ja he käyttivät Campbellin ym. (2008) mallia, mutta he eivät erikseen laskeneet ja esitelleet tuottoja Suomessa. Aretz ym. (2016) käyttivät myös eri ajanjaksoa, mitä tässä tutkielmassa. Samoin Gao ym. (2016) käyttivät tästä tutkielmasta poikkeavaa ajanjaksoa ja konkurssiriskin mallia. Käyttämällä eri malleja, joissa on eri muuttujia, voidaan mahdollisen konkurssiriskianomalian olemassaolosta saada suurempi varmuus, mikäli eri mallit antavat tukea sen olemassaolosta. Toisaalta taas, jos jokin malli tuottaa vastakkaisen tuloksen, heikentää se argumenttia konkurssiriskianomalian olemassaolosta.

Tämän tutkielman teoriataustana on Faman (1970) tehokkaiden markkinoiden teoria ja tehokkuusluokittelu. Ideana tutkielman empiirisessä osiossa on muodostaa sijoitusstrate-

¹ Moody’sin KMV:n EDF-malli eli ”expected default frequency” -malli on konkurssiriskiä ennustava malli. Malli rakentuu muun muassa kannattavuutta, velkaisuutta, likviditeettiä ja yrityksen kokoa kuvaavien lukujen pohjalle. <<https://www.moodys.com/sites/products/ProductAttachments/RiskCalc%203.1%20Whitepaper.pdf>> luettu 8.9.2017.

gia konkurssiriskin tunnuslukujen perusteella. Tämän jälkeen tutkitaan, onko sijoitusstrategian avulla saavutettavissa tilastollisesti merkitseviä epänormaaleja tuottoja. Epänormaalit tuotot olisivat ristiriidassa tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa. Näin ollen tässä tutkielmassa testataan tehokkaiden markkinoiden hypoteesia. Faman (1970, 349) mukaan keskivahvojen ehtojen tehokkuus tarkoittaa sitä, että odotetut tuotot (hinnat) heijastavat kaiken yleisesti saatavissa olevan informaation. Kaikki julkinen informaatio kuten tilinpäätösten tiedot on jo hinnoiteltu osakkeiden hintoihin. Tästä johtuen, tämän tutkielman voi argumentoida testaavan keskivahvojen ehtojen tehokkuutta, sillä konkurssiriskiä perustuva strategia käyttää hyödyksi tilinpäätösinformaatiota.

1.2 Tutkielman tavoite ja keskeiset rajaukset

Tutkielman tavoitteena on testata tehokkaiden markkinoiden hypoteesia. Tutkielman ongelmana on vastata kysymykseen, voiko konkurssiriskiä kuvaavaa tunnuslukua hyödyntää sijoittamisessa epänormaalien tuottojen saavuttamiseksi. Faman (1970, 385) mukaan tehokkailla markkinoilla epänormaalin tuoton odotusarvo on nolla. Täten, jos konkurssiriskin tunnuslukuja voi hyödyntää epänormaalien tuottojen saamiseksi, on se ristiriidassa tehokkaiden markkinoiden hypoteesin kanssa. Toisaalta jos konkurssiriskin tunnuslukua ei voi hyödyntää, saa tehokkaiden markkinoiden hypoteesi tukea.

Keskeinen raja on konkurssiriskiä kuvaavan tunnusluvun valinta. Tässä tutkielmassa käytetään Altmanin (1968) Z-lukua, Ohlsonin (1980) O-lukua ja Campbellin ym. (2011) mallia (tästä eteenpäin tässä tutkielmassa näihin malleihin viitataan ilman vuosilukuja). Toinen raja on maantieteellinen, tutkimuksessa käytetään Helsingin pörssin dataa. Taustalla rajauksessa on myös ajatus siitä, että Suomi on pienempi markkina-alue ja yritysten analyytikkoseuranta on vähäisempää.² Voisi ajatella, että nämä olosuhteet saattavat tehdä osakkeiden hinnanmuodostuksesta tehottomampaa. Esimerkiksi Campbell ym. (2008, 2902) toteavat tutkimuksessaan, että konkurssiriskianomalia ilmeni vahvempana, kun analyytikkoseuranta oli vähäisempää. Aikajakso on myös keskeinen raja. Tässä

² Arvopaperin artikkelin mukaan Helsingin pörssissä oli 23 yhtiötä ilman analyytikkoseurantaa (artikkeli oli päivätty 11.1.2017). Artikkelin arvopaperin nettisivulla <https://www.arvopaperi.fi/kaikki_uutiset/onko-joku-naista-osakkeista-seuraava-kurssiraketti-6614071> Luettu 1.9.2017

tutkielmassa muodostetaan portfoliot vuosien 2006–2015 tilinpäätöstietojen perusteella. Portfolioiden kuukausituotot lasketaan 1.3.2007–28.2.2017 väliseltä ajalta.

Lisäksi tutkimuksessa on tavoitteena tutkia, mikä on kaupankäyntikustannusten vaikutus sijoitusstrategian tuottoihin. Lisätavoitteena tutkimuksessa on tutkia mahdollisia syitä konkurssiriskianomalian taustalla. Tiivistetysti, tutkielman tavoitteen voi jakaa kolmeen tutkimuskysymykseen.

1. Pystyykö sijoittaja saavuttamaan epänormaaleja tuottoja konkurssiriskin tunnuslukuihin perustuvalla sijoitusstrategialla?
2. Mikä on kaupankäyntikulujen vaikutus sijoitusstrategian tuottoihin?
3. Mitä mahdollisia syitä on konkurssiriskianomalian taustalla?

1.3 Tutkielman metodologia

Tutkielmassa käytetään kvantitatiivista tutkimusotetta. Kvantitatiivisessa tutkimuksenteossa suuressa roolissa on numerotietojen kerääminen ja analysointi. Logiikka on deduktiivista. Keskiössä ovat aiemmat teoriat, joiden perusteella laaditaan hypoteeseja ja joita testataan erilaisin tilastollisin menetelmin. Kontrastina voi nähdä kvalitatiivisen tutkimussuuntauksen, jossa logiikka on yleensä induktiivista ja pyrkimyksenä on usein luoda uutta teoriaa. Kvantitatiivinen tutkimus poikkeaa kvalitatiivisesta tieteenfilosofisten taustaoletusten suhteen. Kvantitatiivisessa tutkimuksessa epistemologinen oletus on positivistinen. Tietoa voi hankkia aistihavainnoin ja tulkinta tapahtuu logiikan ja järkeilyn avulla. Kvalitatiivisessa tutkimuksessa puolestaan painotetaan subjektiivisia tulkintoja. Ontologisena oletuksena kvantitatiivisessa tutkimuksessa on todellisuuden objektiivisuus. On olemassa tutkijasta erillinen maailma, jota voi objektiivisesti tarkastella. Kvalitatiivisessa tutkimuksessa ontologisena oletuksena on, että todellisuus rakentuu subjektiivisesti yksilöiden luomana. (Bell & Bryman 2015, 37–38.)

Rahoituksen tutkimuksessa erilaiset mallit hyväksytään teoreettisina abstraktioina todellisuudesta. Nämä mallit saavuttavat asemansa olemalla jatkuvan testaamisen ja hionnan kohteena. Näin ollen voidaan sanoa, että rahoituksen tutkimuksessa noudatetaan Laka-

tosin (1970) esittämää metodologiaa, jossa mallit ovat keskiössä. Rahoituksen tutkimuksessa luotuja malleja ei siis jätetä niin sanotusti rauhaan, vaan niitä hiotaan ja testataan eri tavoin. Esimerkiksi mallien oletukset pyritään minimoimaan ilman että mallin implikaatiot muuttuisivat. Mallien ennustekykä puolestaan testataan empiirisin testein. Testit ovat harvoin mallille ”vaaraksi”, mutta ne voivat olla hyvinkin vahvistavia. Toisaalta, jos malli ei saa empiirisissä testeissä vahvistusta, tämä voi sysätä liikkeelle vaihtoehtoisten mallien kehityksen. (Ryan, Scapens & Theobald 2002, 27–29.)

1.4 Tutkielman keskeiset käsitteet

Epänormaali tuotto

Tässä tutkielmassa epänormaalilla tuotolla (*abnormal return*) tarkoitetaan tuottoa, joka eroaa markkinoiden vaatimuksesta. Markkinoiden vaatima tuotto voidaan määritellä esimerkiksi CAP-mallin (*Capital asset pricing model*) mukaan (A Dictionary of Business and Management, 2016).

Anomalia

Sanakirja A Dictionary of Business and Management (2016) määrittelee anomalian mahdollisuudeksi saavuttaa epänormaaleja tuottoja finanssimarkkinoilla. Tässä tutkielmassa tarkoitetaan anomaliolla tätä määritelmää.

Konkurssiriskianomalia

Konkurssiriskianomalia -termiä käytetään suomennoksena englanninkielisestä ”distress anomaly” -termistä, jota Campbell, Hilscher ja Szilagyi (2008) käyttivät tutkimuksessaan. Konkurssiriskianomaliolla tarkoitetaan anomaliaa, jossa korkean konkurssiriskin yritysten osakkeet tuottavat heikommin kuin arvopaperien hinnoittelun teorioiden mukaisesti olettaisi. Toisin sanoen korkean konkurssiriskin yritysten osakkeilla on havaittu negatiivista epänormaalista tuottoa. Ensimmäisenä anomaliaan viittauksen tekee Dichev (1998, 1147), joka toteaa tutkimuksensa johtopäätöksissä, että korkean konkurssiriskin yritysten heikko tuotto on anomaliaan viittaava tulos.

Osakkeiden lyhyeksi myynti

A dictionary of Economics (2017) määrittelee osakkeiden lyhyeksi myynnin sellaisen-omaisuuserän myymiseksi, jota ei omista. Osakkeiden lyhyeksi myynnissä lainataan osakkeita niitä omistavalta taholta ja tämä lainaaminen voi tapahtua osakevälittäjän kautta. Osakkeiden lyhyeksi myynnissä tuotto on mahdollista, kun osakkeen hinta laskee. Tässä tutkielmassa tarkoitetaan tätä määritelmää.

Nollakustannusstrategia

Tässä tutkielmassa nollakustannusstrategialla (*zero cost strategy, zero investment strategy*) tarkoitetaan sijoitusstrategiaa, jossa hyödynnetään arvopapereiden ostamista ja lyhyeksi myymistä samaan aikaan. Lyhyeksi myytävät ja ostettavat arvopaperit määritellään sijoitussäännön mukaan. Kun tämän sijoitusstrategian historiallisia tuottoja tulkitaan, mahdollinen positiivinen tuotto merkitsee tehokkaiden markkinoiden hypoteesin vastaista tulosta. ”Nollakustannus”-nimi juontuu siitä, että lyhyeksi myytävien osakkeiden tuotoilla voidaan kustantaa osakkeiden ostot. Tämä ”nollakustannus” vaatii oletukseksi täydelliset markkinat, joilla lyhyeksi myymiselle ei ole rajoitteita. (Gordon 2000, 255.)

1.5 Tutkielman rakenne

Luvusta 2 alkaa teoriaosuus, jossa käsitellään paradigmana olevaa teoriaa. Tällöin käsitellään sekä tehokkaiden markkinoiden teoriaa että arvopapereiden hinnoittelun teorioita tehokkailla markkinoilla. Arvopapereiden hinnoittelun teorioista käydään lyhyesti läpi ainoastaan CAP-malli (*Capital Asset Pricing -model*) ja FF3-malli (*Fama French three factor -model*). Syynä tähän on se, että nämä teoriat ovat yksiä käytetyimmistä rahoituksen alalla. Lisäksi syynä on se, että konkurssiriskianomaliaa käsittelevissä tutkimuksissa viitataan usein näihin teorioihin. Paradigmana olevan teorian käsittelyn jälkeen teoriaosudessa käsitellään aiempaa kirjallisuutta konkurssiriskianomaliasta. Konkurssiriskianomaliaa käsittelevät tutkimukset käydään läpi aikajärjestyksessä Dichevin (1998) julkaistusta

tutkimuksesta tähän päivään asti. Lopuksi luvussa 2 tehdään yhteenveto konkurssiriskianomaliaa käsittelevästä kirjallisuudesta. Lisäksi muodostetaan tutkielman hypoteesit kirjallisuuden pohjalta.

Luvusta 3 alkaa Empiirinen osuus. Ensiksi esitellään tutkielmassa käytetyt konkurssiriskin tunnusluvut ja niiden muodostamistavat. Tämän jälkeen esitellään tutkielman aineisto. Aineiston esittelyn jälkeen kuvataan sijoitussääntö, jonka perusteella portfoliot muodostetaan. Lisäksi kuvataan nollakustannusstrategian mukaisten portfolioiden muodostamistapa. Näitä portfolioita hyödynnetään mahdollisen epänormaalin tuoton tilastollisen merkitsevyyden testaamisessa. Tilastolliseen testaamiseen käytetään Studentin t-testiä, jonka muodostamistapa ja oletukset käydään läpi seuraavaksi.

Luvussa 4 esitellään empiirisen osion tulokset. Ensiksi esitellään portfolioita kuvaavia lukuja. Tämän jälkeen esitellään konkurssiriskin perusteella muodostettujen portfolioiden tuotot ajanjaksolla 1.3.2007–28.2.2017. Lisäksi esitellään nollakustannusstrategian mukaisten portfolioiden tuotot ja esitetään t-testin tulokset. Tämän jälkeen tutkitaan, mikä on kaupankäyntikulujen vaikutus ja tehdään t-testi nollakustannusstrategian tuotoille kaupankäyntikulujen jälkeen. Empiirisessä osiossa selvitetään myös, toteutuuko yhden mahdollisesti konkurssiriskianomaliaa selittävän teorian ennustus siitä, että korkean konkurssiriskin portfolioiden tuottojakaumat ovat positiivisesti vinoutuneet. Empiirisen luvun lopussa tehdään yhteenveto keskeisistä tuloksista. Viimeisessä luvussa 5 esitellään tutkimuksen johtopäätökset ja esitetään mahdollisia jatkotutkimusaiheita.

2 TEORIA

Teoriaosuudessa käsitellään rahoituksen alalla paradigmana olevaa teoriaa. Luvussa 2.1 käydään läpi tehokkaiden markkinoiden teoriaa. Tämän jälkeen luvussa 2.2 käsitellään arvopaperien hinnoittelun teorioita. Luvussa 2.3 käydään läpi konkurssiriskianomaliasta tehtyä aiempaa tutkimusta aikajärjestyksessä. Tutkielman tavoitteena oli tutkia konkurssiriskianomalian taustalla olevia mahdollisia syitä. Luvussa 2.4 tehdään yhteenveto aiemasta kirjallisuudesta ja käydään läpi esitettyjä mahdollisia syitä konkurssiriskianomali-alle.

2.1 Tehokkaiden markkinoiden teoria

Rahoituksen yksi tunnetuimpia ja empiirisesti testatuimpia teorioita on Faman (1970) esittämä teoria tehokkaista markkinoista. Fama (1970, 348) määrittelee tehokkaat markkinat seuraavasti: hinnoissa heijastuu aina kaikki kulloinkin saatavilla oleva informaatio.

Markkinoiden tehokkuus on alati kiistelty aihe, josta on julkaistu sekä sitä puoltavia että kyseenalaistavia tutkimuksia. Aihe on kuitenkin tärkeä: jos markkinat ovat tehokkaat, se tarkoittaa sijoittajan kannalta, että aktiivinen kaupankäynti ja osakepaiminta eivät tuo lisäarvoa. Tämä johtuu siitä, että Faman (1970, 348) määritelmän mukaisesti, tehokkailla markkinoilla hinnat heijastavat jo kaiken informaation. Toisaalta, jos hinnat eivät heijasta kaikkea saatavilla olevaa informaatiota, voi sijoittaja mahdollisesti hyödyntää Fundamenttianalyysiä tai teknistä analyysiä. Fundamenttianalyysissä pyritään selvittämään osakkeen tulevien rahavirtojen nykyarvo tutkimalla yrityksen tilinpäätöstä, tasetta, kilpailuasemaa sekä tulevaisuuden näkymiä (A Dictionary of Economics 2017). Teknisessä analyysissä etsitään säännönmukaisuuksia historiallisista kurssivaihteluista. Löydettyjen säännönmukaisuuksien perusteella pyritään ennustamaan tulevia hintoja (A Dictionary of Economics 2017).

Fama (1970, 348) määrittää kolme riittävää ehtoa teoreettisesti tehokkaille rahoitusmarkkinoille:

1. Arvopapereiden kaupasta ei aiheudu kustannuksia.
2. Kaikki olemassa oleva informaatio on maksuttomasti kaikkien markkinaosapuolien saatavissa.
3. Kaikki ovat yksimielisiä olemassa olevan informaation vaikutuksista arvopapereiden nykyisiin sekä tuleviin hintoihin.

Ehdot ovat riittävät markkinatehokkuuden toteutumiseen, mutta ne eivät kuitenkaan ole välttämättömiä. Markkinat voivat olla tehokkaat huolimatta siitä, että nämä ehdot eivät täyty. Toisaalta poikkeaminen ehdoista voi todella luoda markkinoille tehottomuutta.

Riittävien ehtojen määrittely luo ikään kuin arviointipohjan, vaikka onkin selvää, että ehdot eivät käytännössä täydellisesti toteudu. (Fama 1970, 348.)

Edellä oleva argumentti, että ehdot eivät kuitenkaan ole välttämättömiä, on keskeinen. Esimerkiksi suurelleen kaupankäyntikustannukset eivät ole este hintojen ”täydelliselle” reagoimiselle kaupan toteutuessa. Sijoittajien erilaiset tulkinnat markkinainformaatiosta eivät myöskään tee markkinoista tehottomia, kunhan kukaan ei kykene systemaattisesti ylittämään markkinatuottoja omilla sijoituksillaan. (Fama 1970, 387)

Markkinoiden tehokkuuden voi jakaa kolmeen eri muotoon: heikkojen ehtojen tehokkuus, keskivahvojen ehtojen tehokkuus ja vahvojen ehtojen tehokkuus. Jakaminen näihin luokkiin tapahtuu sen mukaan, miten informaatio heijastuu osakkeiden hinnoissa. Nämä markkinoiden tehokkuuden ehdot ovat sisäkkäisiä siten, että mikäli markkinat täyttävät vahvat ehdot, ne ovat tehokkaat myös keskivahvojen ehtojen mukaan. Mikäli markkinat ovat keskivahvasti tehokkaat, ne täyttävät myös tehokkuuden heikkojen ehtojen oletukset. (Fama 1970, 348.)

Heikkojen ehtojen tehokkuus tarkoittaa sitä, että osakkeiden hinnat noudattavat satunnaiskulkua (*random walk*). Aiemmin toteutuneiden hinnanmuutosten perusteella ei siis pysty ennustamaan tulevaa kurssikehitystä. Tekninen analyysi ei toimi, kun markkinat ovat heikkojen ehtojen mukaisesti tehokkaat. Heikkojen ehtojen tehokkuuden pitävyyttä on tutkittu tarkastelemalla eri aikavälin tuottojen välisiä korrelaatioita. (Fama 1970, 349.)

Keskivahvojen ehtojen tehokkuus tarkoittaa sitä, että odotetut tuotot (hinnat) heijastavat kaiken yleisesti saatavissa olevan informaation. Kaikki julkinen informaatio kuten tilinpäätösten tiedot on jo hinnoiteltu osakkeiden hintoihin. Fundamenttianalyysi ei toimi, kun markkinat ovat keskivahvojen ehtojen mukaisesti tehokkaat. Keskivahvojen ehtojen toteutumista on tutkittu event study -menetelmällä, jossa tutkitaan uuden informaation vaikutusta osakkeen hintaan. Vahvojen ehtojen tehokkuus tarkoittaa, että osakkeiden hintoihin on hinnoiteltu julkisen informaation lisäksi myös kaikki muu tieto kuten sisäpiiritieto. Sisäpiiritietoa ei voi hyödyntää, koska se on jo heijastunut osakkeen hintaan. (Fama 1970, 349.)

Fama (1970, 348–417) jäsenteli aiempaa tutkimusta markkinoiden tehokkuudesta edellä olevilla käsitteillä. Hän päätyi johtopäätökseen, että näyttö markkinoiden tehokkuudesta on keskivahvojen ja heikkojen ehtojen osalta runsasta. Toisaalta vastakkainen näyttö on hyvin vähäistä. Vahvojen ehtojen hän ei todennut täyttyvän.

Myös markkinoiden tehokkuuden kyseenalaistavia tutkimuksia on julkaistu runsaasti. Jegadeesh ja Titman (1993) havaitsivat tutkimuksessaan momentum -anomalian. Osakkeiden hinnoissa oli positiivista autokorrelaatiota eli toisin sanoen menneisyyden voittajat olivat tulevaisuuden voittajia ja menneisyyden häviäjät tulevaisuuden häviäjiä. Debondt ja Thaler (1985, 793–805) tutkivat psykologian tuntemaa ylireagoimisen ilmiötä osake-markkinoilla. He muodostivat portfolioita aiemmista ”häviäjistä” ja huomasivat näiden päihittävän aiempien ”voittajien” portfolion. Tutkimuksen tulos vahvisti ylireagoimishypoteesia. Ylireagoimisen lisäksi on julkaistu tutkimuksia alireagoimisen puolesta. Bernard ja Thomas (1990, 305) julkaisivat tutkimuksen, jossa he löysivät evidenssiä sen puolesta, että markkinat reagoivat hitaasti tulosjulkistukseen.

Vuonna 1998 julkaisussaan ”Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance” Fama argumentoi sen puolesta, että markkinat ovat tehokkaat huolimatta pitkän aikavälin anomalioista. Pääargumenttina hän käyttää sitä, että ylireagoimiset ovat suunnilleen yhtä yleisiä kuin alireagoimiset. Yli- ja alireagoimisten summa on ikään kuin nolla. Hän epäilee myös, että anomalioita etsimällä etsitään, mikä heikentää löytyneiden anomalioiden luotettavuutta. Toisaalta hän epäilee myös, että anomalioilla voi olla rationaalinen syy. Fama lisäksi huomauttaa, että anomaliat voivat riippua myös käytetyistä

tutkimusmenetelmistä. Tutkimusmenetelmää hieman muuttamalla anomalia voi kadota. (Fama 1998, 410.)

Shiller (2000) kuvaa teoksessaan ”Irrational Exuberance”, kuinka sijoittajien irrationaalisuus johtaa osakemarkkinoiden korkeisiin arvostuksiin. Hän argumentoi, että 2000-luvun alussa oltiin kuplassa. Malkiel (2003, 59–82) argumentoi, että todellisuudessa markkinat ovat kuplista huolimatta hyvin tehokkaat. Suuri perustelu tehokkaiden markkinoiden puolesta on hänen mukaansa ammattisijoittajien indekseille häviäminen. Malkiel määrittelee tehokkaat markkinat sellaisiksi, joissa korkeampaa tuottoa ei voi saada ilman korkeampaa riskiä. Markkinoilla voi hänen mukaansa olla anomaliaita ja kuplia, mutta tämä ei tarkoita, että sijoittaja pystyisi näitä systemaattisesti riskin huomioiden hyödyntämään. Lisäksi Malkiel nostaa esille sen, että edes Yhdysvaltain keskuspankin pääjohtaja Alan Greenspan ei huomannut internetkuplaa.

Edellä olevat tutkimukset ovat vain murto-osa markkinoiden tehokkuudesta tehdystä tutkimuksesta. Tutkimusta myös syntyy jatkuvasti lisää. Tämä ei ole ihme, sillä uutta tutkittavaa dataa syntyy jatkuvasti ja toisaalta aiempaa dataa voi tutkia aina hieman eri menetelmillä. Tutkimustulokset ovat usein myös hyvin ristiriitaisia, mikä johtaa siihen, että asioihin halutaan saada selvyyttä. Koko ajan löydetään lisää anomaliaita ja poikkeuksia, mutta toisaalta jatkuvasti löydetään tulokset kyseenalaistavia tai niiden toimivuuden heikkenemistä puoltavia tutkimuksia. Schwert (2003) käsitteli tutkimuksessaan osakemarkkinoilta löydettyjä anomaliaita. Schwert (2003, 941) toteaa, että anomaliailla on taipumus heiketä tai kadota, kun niitä käsitteleviä tutkimuksia julkaistaan.

2.2 Arvopapereiden hinnoittelu tehokkailla markkinoilla

Olettaen, että markkinat ovat tehokkaat, avoimeksi jää kysymys siitä, kuinka arvopaperit hinnoitellaan. Tutkijat ovatkin 1950-luvulta eteenpäin rakentaneet ja testanneet erilaisia malleja, joilla arvopapereiden hintojen muodostusta voidaan selittää. Suurimman vaikutuksen rahoituksen alalla on tehnyt Sharpen (1964), Lintnerin (1965a, 1965b), Mossinin (1966) ja Treynorin (1962) 1960-luvulla kehittämä ”Capital asset pricing model”. Seuraavaksi käydään lyhyesti läpi arvopapereiden hinnoittelun teoriaa ja sen kehittymistä.

2.2.1 Moderni portfolioteoria

Rahoituksen ala otti harppauksia eteenpäin 1950-luvulla, kun Harry Markowitz kehitti modernin portfolioteorian. Hän julkaisi tutkimuksensa vuonna 1952 ja loi perustan 1960-luvulla Sharpen (1964), Lintnerin (1965a, 1965b), Treynorin (1962) ja Mossinin (1966) kehittämälle CAP-mallille. Markowitzin (1952) tutkimuksen tuloksena oli teoria sijoitusportfolion laatimisesta. Markowitzin oletuksena oli, että sijoittaja haluaa välttää tuoton vaihtelua, mutta toisaalta tavoittelee myös korkeita tuottoja. Markowitz pohjusti teoriaansa esimerkillä siitä, mihin johtaisi pelkkä tuoton havittelu. Jos sijoittaja käyttää portfolion muodostamissääntönä pelkästään korkeaa tuoton odotusarvoa, johtaa se siihen, että sijoittaja valitsee vain yhden osakkeen, jolla on korkein tuoton odotusarvo. Ainoastaan erikoistapauksessa, jossa osakkeiden tuottojen odotusarvot olisivat täsmälleen samat, olisi järkevää pitää useampaa kuin yhtä osaketta portfolioissa. (Markowitz 1952, 78–79.)

Näin ollen Markowitz (1952) sisällytti teoriaansa tuoton odotusarvon maksimoinnin lisäksi oletuksen varianssin minimoinnista. Tämän oletuksen avulla hän pystyi johtamaan portfolion muodostussäännön, jossa hajauttaminen tuo sijoittajalle lisähyötyä. Markowitz toteaa, että hajauttamisen tulee olla ”oikeanlaista”. Sijoittaminen 60:een eri rautatieyritykseen ei riitä, vaan tulisi sijoittaa mieluummin eri toimialojen yrityksiin. Sijoittamalla eri toimialojen yrityksiin on mahdollista saavuttaa matalampi kovarianssi sijoitusten välillä. Matala kovarianssi sijoitusten välillä mahdollistaa kokonaisuudessaan pienempi-varianssisen sijoitusportfolion. Näin on mahdollista luoda sijoitusportfolio, jonka varianssi on matalampi kuin sen sisältämien yksittäisten osakkeiden. (Markowitz 1952, 89.)

2.2.2 CAP-malli (Capital Asset Pricing Model)

Markowitzin moderni portfolioteoria ei ota kantaa siihen, miten arvopaperin tuottovaatimus määritetään, kun on olemassa riskiä. Tähän kysymykseen vastauksia toi Sharpen (1964), Lintnerin (1965a, 1965b), Treynorin (1962) ja Mossinin (1966) kehittämä teoria ”Capital Asset Pricing Model”, lyhyemmin CAPM (suomennetaan CAP-malli). CAP-malli perustuu ajatukseen, että on olemassa sekä pois hajautettavaa riskiä että riskiä, jota ei pysty hajauttamaan pois. Sijoittaja ottaa huomioon tuottovaatimuksessaan ainoastaan

riskin, jota ei voi välttää hajauttamalla. Tällaista riskiä kutsutaan systemaattiseksi riskiksi. (Perold 2004.)

Sharpe loi CAP-mallin teoriaksi siitä, miten arvopaperit hinnoitellaan riskisillä markkinoilla (Sharpe 1964, 425). Sharpe käytti CAP-mallin johtamisessa oletusta, että sijoittaja hyödyntää kahta eri ominaisuutta arvopaperin tuottovaatimusta määrittäessä: tuoton keskihajontaa sekä tuoton odotusarvoa. Lisäksi hän oletti, että sijoittaja on riskiä kaihtava. Tämä johtaa siihen, että sijoittaja pyrkii mahdollisimman alhaiseen keskihajontaan mahdollisimman korkealla tuotolla. Kolmantena oletuksena Sharpella oli, että sijoittaja voi lainata varoja riskittömällä korolla (Sharpe 1964, 433). Neljäntenä oletuksena Sharpe käytti sitä, että sijoittajilla on yhdenmukaiset tulevaisuuden odotukset eri sijoitusten suhteen. Nämä yhdenmukaiset odotukset koskevat odotettua tuottoa, keskihajontaa sekä korrelaatiokertoimia (Sharpe 1964, 434). Sharpe toteaa, että nämä oletukset ovat epärealistisiä. Hän kuitenkin perustelee, että teorian hyvyys ei riipu käytetyistä oletuksista, vaan teorian implikaatioiden hyväksyttävyydestä. (Sharpe 1964, 434).

Sharpen (1964, 436) mukaan tasapainon vallitessa odotetun tuoton ja tuoton keskihajonnan välillä on lineaarinen positiivinen yhteys. Yksittäisen arvopaperin kohdalla lineaarinen positiivinen yhteys on odotetun tuoton ja systemaattisen riskin välillä. Systemaattinen riski on osa kokonaisriskiä, jota ei pysty välttämään hajauttamalla. Loppuosa kokonaisriskistä on epäsystemaattista riskiä, jonka puolestaan pystyy hajauttamalla minimoimaan.

Riskiä, mitä sijoittaja ei pysty hajauttamalla pakenemaan, ovat esimerkiksi markkinoiden yleiset heilahtelut, lamat ja nousukaudet. Sellaiset arvopaperit, jotka reagoivat kaikista herkimmin näihin muutoksiin sisältävät eniten systemaattista riskiä. Näin ollen sijoittaja vaatii näiltä osakkeilta suurempaa tuottoa. Toisaalta niin sanottujen ”defensiivisten” - osakkeiden tuottovaatimus on pienempi, koska ne eivät liiku markkinoiden heilahdusten mukana läheskään yhtä paljon. (Sharpe 1964, 440–442.)

CAP-mallin mukainen tuottovaatimuksen määräytyminen voidaan esittää matemaattisesti seuraavan kaavan 1 mukaan (Fama & French 2004, 29).

$$(1) \quad E(r_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f], \text{ missä}$$

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)}$$

R_f = riskitön korko

β_i = arvopaperin i beeta

$E(R_i)$ = arvopaperin i odotettu tuotto

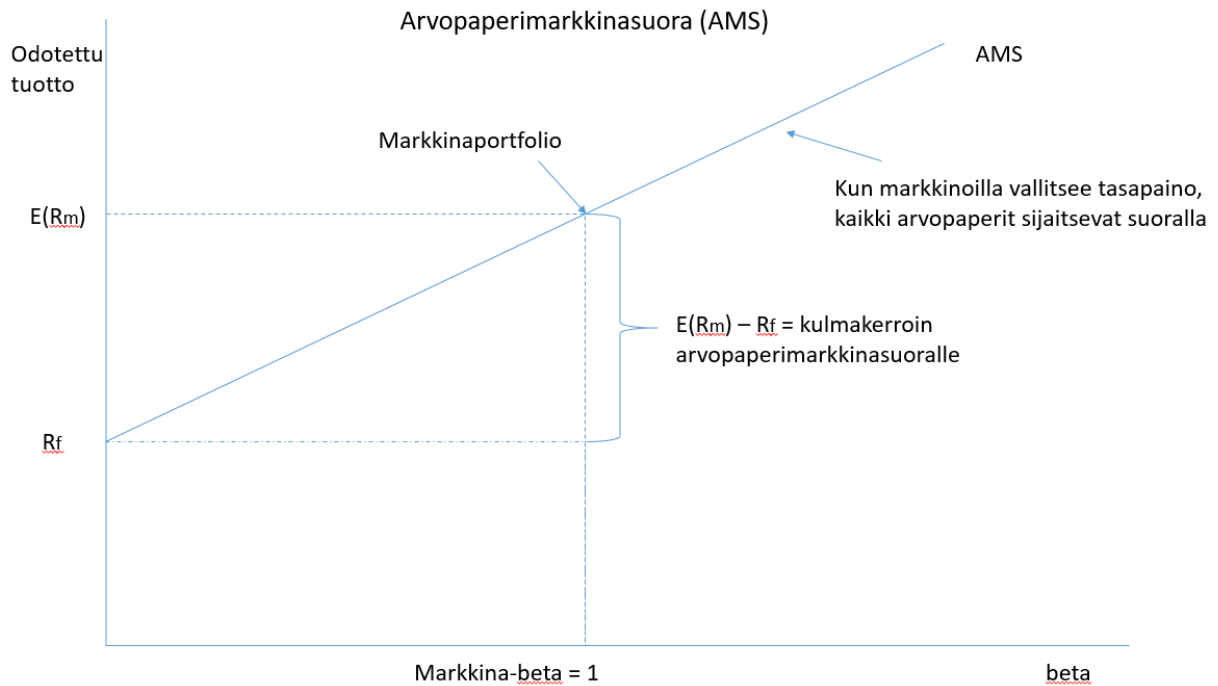
$E(R_m)$ = markkinaportfolioon m odotettu tuotto

$\text{cov}(\quad)$ =kovarianssi

$\sigma^2(\quad)$ =varianssi

Kaava 1:n Odotettu tuotto mille tahansa arvopaperille, $E(r_i)$, on riskitön korko R_f plus arvopaperin riskipreemio, $\beta_i [E(R_m) - R_f]$. Arvopaperin riskipreemio saadaan, kun kerrotaan arvopaperin beeta ja markkinaportfolioon riskipreemio, $E(R_m) - R_f$, keskenään. Beeta on puolestaan arvopaperin tuoton ja markkinaportfolioon tuoton välinen kovarianssi jaettuna markkinaportfolioon tuoton varianssilla. (Fama & French 2004, 29)

Beeta kuvastaa systemaattista riskiä, eli kuinka altis arvopaperin tuotto on koko markkinan heilahduksille. Jos beetan arvo on 1, tarkoittaa se, että arvopaperin tuotto vaihtelee täysin markkinan mukana. Jos se on alle 1, vaihtelee tuotto markkinatuottoa vähemmän. Beetan ollessa yli yhden vaihtelee arvopaperin tuotto markkinaa enemmän. Nyt yhtälön mukaan tuottovaatimus on suurempi, kuin mitä markkinan riskipreemio. Kun beeta on nolla, tarkoittaa se CAP-mallin mukaan sitä, että tuottovaatimus on riskitöntä tuottoa vastaava. (Fama & French 2004, 29.)



Kuvio 1 arvopaperimarkkinasuora. Suomenos Peroldin 2004 esittämästä kuviosta.

Kuvion 1 arvopaperimarkkinasuora on kaavan 1 graafinen esitys ja kuvastaa markkinoilla vallitsevaa tasapainotilaa. Tasapainotilassa kaikkien arvopaperien odotettu tuotto on suoralla, jonka kulmakertoimen määrittää markkinan riskipreemion suuruus, $(E_m - R_f)$.

CAP-mallin ja sen implikoiman arvopaperimarkkinasuoran voi johtaa Sharpen lukua maksimoimalla. Sharpen luku on riskipreemio jaettuna keskihajonnalla. CAP-mallin yhtälön (kaava 1) voi muuttaa seuraavan kaavan 2 mukaiseen muotoon (Perold 2004, 16).

$$(2) \quad \frac{E(R_i) - R_f}{\sigma_i} = \rho \times \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma_m}, \text{ missä}$$

$$\frac{E(R_i) - R_f}{\sigma_i} = \text{Sharpen luku arvopaperille } i$$

$$\frac{E(R_m) - R_f}{\sigma_m} = \text{Sharpen luku markkinaportfolioille } m$$

$$\rho = \frac{\text{cov}(R_m, R_i)}{\sigma_m \sigma_i} = \text{korrelaatiokerroin}$$

σ_m = markkinaportfolioion keskihajonta

σ_i = arvopaperin keskihajonta

Kaava 2:n voi ilmaista sanallisesti siten että, Sharpen luku arvopaperille i on yhtä kuin korrelaatiokertoimella ρ kerrottu markkinaportfolion Sharpen luku. Tätä edellä olevaa kaavaa 2 voi tulkita niin, että tasapainotilan vallitessa minkään arvopaperin tai portfolion Sharpen luku ei voi olla suurempi kuin markkinaportfolion. Sharpen luku voi olla korkeintaan yhtä suuri, sillä korrelaatiokerroin $\rho \leq 1$. (Perold 2004, 16–17.)

2.2.3 Suorituskyvyn mittarit

Jensen (1967) loi tutkimuksessaan mittarin, jolla portfolion suorituskykyä voi mitata. Hän loi mittarin, jolla voidaan nähdä suhteessa CAP-malliin, mahdollisten epänormaalien tuottojen suuruuden. Jensen määrittelee mittarinsa kaavan CAP-mallista johtaen kaavan 3 mukaan (Jensen 1967, 393).

$$(3) \quad R_{jt} - R_{ft} = \alpha_j + \beta_j[R_{Mt} - R_{ft}] + u_{jt}, \text{missä}$$

R_{jt} = portfolion j keskimääräinen tuotto ajanjaksolla t

R_{ft} = riskitön korko ajanjaksolla t

β_j = portfolion j beeta

R_{Mt} = markkinaportfolion m keskimääräinen tuotto ajanjaksolla t

u_{jt} = virhetermi

α_j = Jensenin alfa

Näin muodostettua kaavan 3 mukaista lukua α_j kutsutaan Jensenin alfaksi. Mikäli salkunhoitaja kykenee ennustamaan osakkeiden tuottoja, alfa on positiivinen. Portfolion tuotto on tällöin korkeampi kuin mikä se CAP-mallin mukaan olisi. Naiivin sijoitusstrategian, jossa poimitaan satunnaisesti osakkeita ja pidetään ne, odotettu alfa on puolestaan nolla. Jensen toteaa, että naiivin strategian päihittämisen kuvittelisi olevan ensimmäisellä silmäyksellä helppoa. Näkemyksen otolla on kuitenkin kustannukset ja alfa voi olla myös negatiivinen. (Jensen 1968, 394.)

Sharpe (1966) esitteli tutkimuksessaan mittarin portfolioiden väliseen vertailuun. Sharpe kutsui esittelemäänsä mittaria ”reward to variability” -luvuksi. Myöhemmin tätä lukua

alettiin yleisesti kutsua Sharpen luvuksi. Sharpe (1994) määritteli historiallisen (ex post) Sharpen luvun seuraavan kaavan 4 mukaan.

$$(4) \quad S_h \equiv \frac{\bar{D}}{\sigma_D}, \text{ missä}$$

S_h = Sharpen luku

$$\bar{D} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T D_t$$

$$D_t \equiv R_{Ft} - R_{Bt}$$

R_{Ft} = portfolion F tuotto ajanjaksolla t

R_{Bt} = "benchmark" -portfolion tuotto ajanjaksolla t

$$\sigma_D \equiv \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (D_t - \bar{D})^2}{T - 1}}$$

T = tuottohavaintojen lukumäärä ajanjaksolla

Kaavassa 4 \bar{D} kuvastaa ajanjaksolla t keskimääräistä tuottoeroa D_t portfolion tuoton R_{Ft} ja "benchmarkin" tuoton R_{Bt} välillä. "Benchmark" -portfolio on portfolio, johon portfolion F tuottoa verrataan. Se voi olla esimerkiksi jokin markkinaindeksi. Kaavassa 4 σ_D kuvastaa tuottoeron D_t keskihajontaa. Kaavan 4 mukainen historiallinen Sharpen luku kuvastaa sitä, kuinka suuri keskimääräinen tuottoero on saavutettu per tuottoeron keskihajonta. (Sharpe 1994.)

Sharpen luku on usein käytetty tunnusluku, osakkeiden, portfolioiden ja erilaisten rahastojen välisessä vertailussa (Ledoita & Wolf 2008, 850). Sharpen lukua käytetään myös rahoituksen tutkimuksessa, kun arvioidaan sijoitusstrategioiden toimivuutta ja testataan tehokkaiden markkinoiden hypoteesia. Taustalla on se, että tehokkailla markkinoilla, joilla arvopaperit hinnoitellaan CAP-mallin mukaan, ei voi systemaattisesti saavuttaa markkinaportfoliota korkeampaa Sharpen lukua (Perold 2004, 17).

2.2.4 Faman ja Frenchin kolmen faktorin malli

Fama ja French (1993) kehittivät kolmen faktorin mallin, koska CAP-mallin empiirinen selityskyky ei ollut hyvä. (lyhennyksenä tästä eteenpäin FF3-malli). CAP-mallin ennustusten vastaisesti oli löydetty beetan sijaan useita muita muuttujia, jotka selittävät osakkeiden tuottoja. Tällaisia muuttujia olivat koko (osakkeen hinta kertaa osakkeiden määrä), velkaantuneisuus, tulos/hinta (E/P) ja P/B-luku (yrityksen markkina-arvon suhde oman pääoman kirja-arvoon). (Fama & French 1993, 4.)

FF3-mallin ideana on sisällyttää koko ja niin sanottu arvoefekti tuottoa selittäviksi tekijöiksi. Fama ja French (1993, 24) rakentavat mallin kaavan 5 mukaisesti.

$$(5) \quad E(R_i) - R_f = b_i[E(R_m) - R_f] + s_i \times E(SMB) + h_i \times E(HML), \text{ missä}$$

$E(R_i)$ = arvopaperin i odotettu tuotto

R_f = riskitön korko

$E(R_m)$ = markkinan odotettu tuotto

SMB = markkina-arvoltaan pienten- ja suurten yritysten tuottoero

HML = korkean- ja matalan B/M-luvun yritysten tuottoero

b_i = arvopaperin i herkkyys markkinatuotolle

s_i = arvopaperin i herkkyys kokotekijälle SMB

h_i = arvopaperin i herkkyys arvotekijälle HML

FF3-mallin mukaan portfolion odotettu tuotto yli riskittömän koron, $E(R_i) - R_f$, riippuu portfolion sensitiivisyydestä kolmea faktoria kohtaan. Nämä kolme faktoria ovat:

1. Markkinaportfolion riskipreemio $E(R_m) - R_f$
2. Markkina-arvoltaan pienten ja suurten osakkeiden tuottoero SMB
3. Korkean ja matalan B/M-tunnusluvun osakkeiden tuottoero HML

Fama ja French argumentoivat, että kooltaan pienemmät yritykset ovat riskisempiä, joten SMB-faktorin ("small minus big") mukaan otto on perusteltua. SMB-faktori voidaan suomentaa kokofaktoriksi. HML-faktorin ("high minus low") sisällyttämistä puoltaa myös

riskisyysargumentti. B/M-tunnusluku ("book to market") kuvastaa yrityksen kirjanpitoarvon suhdetta markkina-arvoon. Yritykset, jotka tuottavat keskimääräistä parempaa tulosta omaavat usein matalamman B/M-tunnusluvun kuin heikossa taloudellisessa kunnossa olevat yritykset. HML voidaan suomentaa arvofaktoriksi. (Fama & French 1996, 56.)

FF3-malli selittää markkinoilta löydetyn arvo-anomalian (B/M) sekä koko-anomalian riskillä. Faman ja Frenchin (1996, 56) mukaan sijoittajat altistuvat suuremmalle riskille pitäessään portfoliota, joka koostuu korkean B/M-tunnusluvun osakkeista tai kooltaan pienistä yrityksistä. Vastineeksi kaavan 5 mukaisesti sijoittajat asettavat tuottovaatimuksen korkeammalle.

Fama ja French (1996, 56) toteavat, että FF3-malli kykenee selittämään arvo- ja koko-anomaliat lähes täysin. Momentum-anomalia on poikkeus, jota FF3-malli ei kykene selittämään. Momentum-anomaliaalla tarkoitetaan ilmiötä, missä osakkeiden hinnoissa on positiivista autokorrelaatiota, lyhyellä ajanjaksolla korkeampia hintoja seuraa korkeammat hinnat ja matalampia matalammat (Jegadeesh & Titman, 1993).

2.2.5 Riski

Edellä käsitellyissä arvopaperien hinnoittelun teorioissa riski nähdään tuottovaatimusta selittävänä tekijänä. Yksinkertaisesti: sijoittajat vaativat parempaa tuottoa korkeammasta riskistä. Merriam-Webster -sanakirja määrittelee riskin seuraavasti: "possibility of loss or injury".³ Riskin määrittelyminen tappion- tai vahingonvaaraksi on ehkä lähellä sitä, mitä riskistä yleensä ottaen ajatellaan. Rahoituksen tutkimuksessa riskiä ei nähdä aivan samalla tavoin. Markowitz (1952) käyttää tutkimuksessaan riskin mittana varianssia. Sijoittaja pyrkii välttämään omistustensa arvon vaihtelua. Samoin Sharpen (1964) Treynorin (1962) Lintnerin (1965a, b) ja Mossinin (1966) kehittämässä CAP-mallissa varianssi on keskiössä. Markkinaportfolion tuoton vaihtelulle tulee saada riskipreemio ja yksittäisen osakkeen kohdalla riski nähdään puolestaan suhteessa markkinaportfolioon. Osake on sitä

³Merriam-Webster -sanakirjan määritelmä riskille, <<https://www.merriam-webster.com/dictionary/risk>> luettu 28.8.2017.

riskisempi, mitä enemmän se sisältää systemaattista riskiä eli riskiä, jota ei pysty välttämään hajauttamalla (Perold 2004, 17).

Foster ja Stine (2006) havainnollistivat volatilitiitin vaikutusta tuottojen kumuloitumiselle. Pitkän aikavälin kumuloituneella tuotolla ja odotetulla tuotolla oli todennäköisesti sitä suurempi ero, mitä suurempi oli volatilitiitti. Volatilitiitti aiheutti ”veron” tuotolle, puhuttaan ”volatility drag” -ilmiöstä (Foster & Stine 2006, 59). ”Volatility drag” -ilmiön voimakkuutta voidaan approksimoida Fosterin ja Stinen (2006, 59) mukaan kaava 6:n mukaisella yhtälöllä.

$$(6) \quad \text{Pitkän aikavälin tuotto} = \text{odotettu tuotto} - 0,5 \times \text{tuoton varianssi}$$

Jos esimerkiksi odotettu vuotuinen tuotto sijoitukselle olisi 50 % ja varianssi yhden, olisi Kaava 6:n mukainen pitkän aikavälin, kumuloituva tuotto, nolla.

2.3 Korkean konkurssiriskin osakkeet tuottavat heikosti – konkurssiriskianomalia

Konkurssiriskianomalia tarkoittaa osakemarkkinoilta löydettyä anomaliaa, jossa heikossa taloudellisessa kunnossa olevat yritykset tuottavat heikommin kuin rahoituksen teorian ennustaisivat. Toisin sanoen, korkeammasta riskitasosta ei saa vastineeksi parempaa tuottoa. Tätä anomaliaa on tutkittu runsaasti jo 1998 vuodesta lähtien tähän päivään saakka. Huolimatta siitä, että tutkimusta on runsaasti, ei tutkijoiden välillä vallitse yksimielisyyttä. On runsaasti erilaisia tulkintoja ja esimerkiksi anomalian olemassaolo kyseenalaistetaan kokonaan. Toisaalta anomalialle on esitetty käyttäytymistaloustieteellisiä selityksiä.

Dichev (1998) tutki, onko konkurssiriski systemaattista riskiä. Hän käytti konkurssiriskiä mittana yrityksen taloudelliselle kunnolle. Dichevin pääajatuksena oli, että mikäli konkurssiriski sisältää edes osittain systemaattista riskiä, niin riskisempien yritysten tulisi tuottaa paremmin kuin vähempiriskisten CAP-mallin, sekä FF3-mallin ennustusten mukaisesti. Dichev käyttää konkurssiriskin määrittämiseen Altmanin Z-lukua sekä Ohlsonin O-lukua. Hän muodosti portfoliot konkurssiriskin mukaan kymmenesosiin lajiteltuina.

Tutkimuksen datan lähteenä oli Yhdysvaltain pörssit NYSE, AMEX ja Nasdaq. Ajanjaksoina olivat vuodet 1981–1995. Dichev muodosti uudelleen portfoliot joka kuukaudelle erikseen ja laski kuukausituotot. Lisäksi hän tutki, mikä yhteys B/M-luvulla ja markkina-arvolla on konkurssiriskiin ja odotettuihin tuottoihin.

Dichev (1998, 1141) varmentaa saman tuloksen kuin Fama ja French (1992), että koko anomalia oli heikko 1980–1990 -luvuilla. Pienet yritykset eivät tuottaneet odotettua paremmin. Dichev myös havaitsi, että konkurssiriskin ja B/M-luvun yhteys oli epälineaarinen. B/M-luku oli yleisesti ottaen keskimääräistä korkeampi konkurssiriskisillä yrityksillä, mutta kaikista riskisimmillä B/M-luku oli matalampi. Tämä johtuen siitä, että oma pääoma oli alkanut pienetä tappioiden myötä.

Dichevin tuloksena oli, että korkeimman konkurssiriskin yritykset Altmanin Z-luvun avulla lajiteltuna tuottivat keskimääräistä huonommin. Tuoton ja Altmanin Z-luvun välillä oli nähtävissä käännetyin U-kirjaimen mukainen riippuvuus. Myöskään kaikista matalimman konkurssiriskin portfoliot eivät tuottaneet hyvin. Käyttäen Ohlsonin O-lukua Dichev päätyi tulokseen, että tuoton ja konkurssiriskin välillä oli negatiivinen riippuvuus NYSE-AMEX yrityksillä. Portfolion, jolla oli korkein konkurssiriski, keskimääräisenä kuukausituottona oli 0,6 %, ollen samaa luokkaa kuin riskitön korko. Nasdaq yrityksillä konkurssiriskisimmän portfolion tuotto oli vielä alhaisempi, ollen -0,06 %. Nasdaq pörssin yrityksillä tuottoero matalan- ja korkean konkurssiriskin portfolioilla oli hieman yli 1 %. (Dichev 1998, 1141–1142.)

Dichev (1998, 1143) muodostaa lisäksi nollakustannusstrategian mukaisen ”long – short” -portfolion, joka ostaa matalan konkurssiriskin yrityksiä ja lyhyeksi myy korkean konkurssiriskin. Lyhyeksi myytävien portfolion muodostamiseen Dichev käytti 10 %:n sekä 20 %:n jakoa. ”Long” -position portfoliossa oli 70 % matalan konkurssiriskin yrityksistä. Dichevin tuloksena tälle nollakustannusstrategialle oli 1,17 %:n tuotto per kuukausi, kun lyhyeksi myytiin portfoliota, jossa oli kaikista riskisin kymmenys. Kun lyhyeksi myytiin portfoliota, jossa oli riskisimmät 20%, tuotto per kuukausi oli 0,88 %.

Dichev totesi epätodennäköiseksi, että systemaattinen riski selittäisi korkean konkurssiriskin yritysten huonoa tuottoa. Tähän johtopäätökseen hän päätyi tutkimalla korkean

konkurssiriskin yritysten tuottojen kehittymistä. Korkean konkurssiriskin yritysten vuosituotoissa oli nouseva trendi, kun vuosituottoja tarkasteltiin pidemmällä ajanjaksolla. Tästä Dichev päätteli, että yritykset eivät olleet niin vähäriskisiä, kuin ensimmäisten vuosien matalat tuotot olisivat indikoineet. Dichev toteaaakin tutkimuksensa johtopäätöksissä, että korkean konkurssiriskin yritysten huono tuotto on anomaliaan viittaava tulos. (Dichev 1998, 1146–1147.)

Griffin ja Lemmon (2002) tutkivat Dichevin jalanjäljissä konkurssiriskianomaliaa. He tutkivat lisäksi, mikä yhteys B/M-luvulla oli. Tässä he käyttivät FF3-mallia ja faktoreita apunaan. Griffinin ja Lemmonin ideana oli myös testata Faman ja Frenchin (1995) sekä Chenin ja Zhangin (1998) ajatusta, että pienet korkean B/M-luvun yritykset kantaisivat korkeamman riskipreemion.

Yrityksen taloudellisen kunnon mittana Griffin ja Lemmon (2002, 2317) käyttivät Ohlsonin O-lukua. Ajanjaksona heillä oli kesäkuu 1965 – tammikuu 1996. Datan lähteenä olivat Yhdysvaltain pörssit NYSE, Nasdaq ja Amex. Lisäksi rahoitusalan yritykset oli karsittu pois. He jakoivat portfoliot viidesosiin ja uudelleenbalansoinnin he tekivät kerran vuodessa.

Griffin ja Lemmon päätyivät samaan johtopäätökseen, kuin Dichev (1998). Korkean konkurssiriskin yritykset tuottivat heikommin kuin teorian mukaan olettaisi. Griffinin ja Lemmonin mukaan tätä huonoa tuottoa selittivät erityisesti korkean konkurssiriskin yritykset, joilla oli myös matala B/M-luku. Näiden yritysten tuotto oli samaa luokkaa kuin riskitön korko. Yrityksen koon huomioon ottava (”size adjusted”) vuotuinen tuotto oli 6,36 %, joka oli noin puolet pienempi kuin muilla portfolioilla. Toisaalta korkean B/M-luvun osakkeet korkealla konkurssiriskillä tuottivat 20,80 %. (Griffin & Lemmon 2002, 2324.)

Griffin ja Lemmon (2002, 2319) päätyivät myös B/M-luvun osalta samaan johtopäätökseen kuin Dichev. B/M-luvun suhde konkurssirisktiin ei ollut lineaarinen. Matala B/M-luku ja korkea konkurssiriski tarkoittivat 19,4 %:n todennäköisyyttä konkurssille. Yritykset, joilla oli korkea B/M-luku ja korkea konkurssiriski, olivat puolestaan 8,7 %:n todennäköisyydellä menossa konkurssiin.

Griffinin ja Lemmonin (2002, 2318) mukaan riskiselitys tuotoille ei ole pätevä. Tämä johtuen siitä, että FF3-mallin antamien riskifaktorien paino oli suurempi kuin matalamman konkurssiriskin yrityksillä, joiden B/M-luku oli matala. Näiden korkean konkurssiriskin ja matalan B/M-luvun yritysten ominaispiirteinä olivat heikko tuotto, korkeat pääoma- ja tuotekehitysmenot sekä suhteellisen korkea myynnin kasvu.

Griffin ja Lemmon (2002, 2319) tutkivat mahdollisuutta, että konkurssiriskianomaliaalle on syynä väärinhinnoittelu. He arvelivat, että väärinhinnoittelu olisi voimakkainta, kun informaatio on mahdollisimman asymmetristä ja rationaalinen arbitraasi⁴ on vaikeaa toteuttaa. Griffin ja Lemmon (2002, 2319) testasivat tätä hypoteesia lajittelemalla yrityksiä analyytikkoseurannan ja koon perusteella. Heidän tuloksena oli, että korkean konkurssiriskin yritykset olivat usein pieniä ja analyytikkoseuranta oli vähäistä. Yritykset, joilla oli matala B/M-luku, pieni koko sekä vähäinen analyytikkoseuranta tuottivat 16,9 % huonommin kuin vastaavat yritykset, joilla oli korkea B/M-luku. Tuottoero oli -2,64 %, kun vastaavasti kyseessä oli korkean analyytikkoseurannan ja suuren koon yritykset. Tuottoeroa oli myös muilla analyytikkoseurannan mukaan muodostetuilla portfolioilla (Griffin & Lemmon 2002, 2331).

Griffin ja Lemmon (2002, 2319) spekuloiivat, että heikko tai negatiivinen tuotto tekee yrityksistä hankalampia arvostaa ja väärinhinnoittelun mahdollisuudet kasvavat. Griffin ja Lemmon (2002, 2319) arvelivat, että matalan B/M-luvun- ja korkean konkurssiriskin yritykset voisivat olla väärinhinnoiteltuja, koska sijoittajat painottavat liikaa mahdollisia tulevaisuuden tuottoja verrattuna nykyhetken fundamentaaleihin.

Griffin ja Lemmon (2002, 2329) tutkivat väärinhinnoittelua myös tulosjulkistusten avulla. Tuloksena he saivat, että matalan B/M-luvun sekä korkean konkurssiriskin yritykset reagoivat tulosjulkistuksiin voimakkaimmin. Toisin sanoen, positiivinen ”abnormal earning surprise” oli suurin. Tämä tulos antoi tukea argumentille väärinhinnoittelusta.

⁴ Sanakirja A dictionary of Economics määrittelee arbitraasin jonkin varallisuuserän ostamiseksi yhdellä markkinalla ja myymiseksi toisella markkinalla, jolla hinta on korkeampi. Finanssimarkkinoilla arbitraasi voi ilmetä arvopaperin tai portfolion lyhyeksi myymisenä. Lyhyeksi myymisestä saaduilla varoilla voidaan kustantaa arvopapereiden ostoja. <<http://www.oxfordreference.com/helios.uta.fi/view/10.1093/acref/9780198759430.001.0001/acref-9780198759430>> Luettu 1.9.2017.

Griffin ja Lemmon (2002, 2324) käyttivät reliabiliteetin ja validiteetin varmentamiseksi myös Altmanin Z-lukua. Altmanin Z-luvun ja Ohlsonin O-luvun välinen Spearmanin korrelaatio oli 0,62. He saivat samansuuntaiset tulokset: matalan B/M-luvun osakkeet korkeimmalla konkurssiriskillä tuottivat 5,95 %, kun taas korkean B/M-luvun osakkeet korkealla konkurssiriskillä tuottivat 17,87 %.

Vassalou ja Xing (2004) hyödynsivät Mertonin (1974) mallia sekä Blackin ja Scholesin (1973) optiohinnoittelumallia tutkiessaan osakkeiden tuoton ja maksukyvyttömyyden välistä suhdetta. Vassalou ja Xing (2004, 836) laskivat ”default likelihood indicator” -luvun kuukausittain. He muodostivat kymmenyksiin sekä viidesosiin jaetut portfoliot. Vassaloun ja Xingin (2004, 864) tuloksena oli, että maksukyvyttömyyden riski oli systemaattista. Tätä riskiä vastasi myös riskipremio eli suurempi tuotto.

Campbell, Hilscher ja Szilagyi (2008) tutkivat konkurssiriskianomaliaa dynaamisen logit-mallin avulla, joka sisälsi sekä markkinaperusteisia että tilinpäätöksen muuttujia. He rakensivat mallin Yhdysvaltain konkurssidatan avulla ajanjaksolta 1963–1998. Konkursit olivat harvinaisia ajanjaksolla 1963–1969, mutta 1970-luvulta eteenpäin konkurssit yleistyivät. Vuonna 1986 saavutettiin ”huippu” – 1,5 % yrityksistä meni konkurssiin. 1990-luvun alkupuolella konkurssien määrä pysyi vielä suhteellisen korkeana, mutta väheni 2000-luvulle tultaessa. (Campbell ym. 2008, 2904.)

Campbell ym. erittelivät konkurssiin menneiden yritysten ominaispiirteitä. Konkurssia edeltävinä kuukausina nämä yritykset kärsivät tappioista keskiarvon ollessa noin 4 % per kvartaali (annualisoituna 16 % taseen arvosta). Velkataso oli korkea, keskimääräisen tason ollessa lähes 80 % taseesta. Osakkeen tuotto oli ollut edellisenä kuukautena matala, keskiarvon ollessa -11,5 % kuukaudessa. Volatiliteetti oli korkealla tasolla, vuotuisen volatiliteetin ollessa keskimäärin 106 %. Konkurssiin menneet yritykset olivat myös pieniä, noin 7 kertaa pienempiä kuin keskimääräinen pörssiyritys. Lisäksi yritysten lyhyen tähtäimen sijoitukset ja kassavarat olivat puolet pienemmällä tasolla verrattuna yrityksiin, jotka eivät olleet menneet konkurssiin. Konkurssiriskisten yritysten M/B-luku oli hieman keskiarvoa korkeampi. M/B-luvun keskihajonta oli kuitenkin korkea konkurssiriskisten yritysten keskuudessa. Osa yrityksistä oli menettänyt pääomansa, mikä oli johtanut erittäin alhaiseen M/B-lukuun. Osalla yrityksistä markkina puolestaan oli ennakoanut tulevia vaikeuksia ja markkina-arvo oli pudonnut tuntuvasti. Nämä kaksi vaikutusta vaihtelivat

suuresti, mikä loi korkean keskihajonnan M/B-luvulle. Lopuksi: konkurssiin menneiden yritysten osakekurssit olivat tyypillisesti hyvin alhaisia, keskimääräinen noin 1,5 dollaria. (Campbell ym. 2008, 2908–2909.)

Campbell ym. (2008, 2912) tarkastelivat logit-mallinsa muuttujien painoarvoa konkurssin selittämässä. He testasivat, miten yhden keskihajonnan kokoinen positiivinen muutos muuttujassa vaikuttaa konkurssiriskiin. Näin laskettuna painoarvoltaan merkittävimmäksi muuttujaksi nousi velkaantuneisuus. Yhden keskihajonnan muutos suurempaan velkaantuneisuuteen tarkoitti 156 % suurempaa todennäköisyyttä konkurssille. Tuloksen paraneminen keskihajonnan verran merkitsi 44 % pienempää todennäköisyyttä konkurssille. Vastaavasti muiden muuttujien osalta: volatilitietin kasvusta 64 %:n kasvu riskissä, menneen osaketuoton kasvusta 28 %:n pieneneminen riskissä, markkina-arvon kasvusta 17 %:n pieneneminen riskissä, lyhytaikaisten varojen paranemisesta 21 %:n pieneneminen riskissä, M/B-luvun kasvusta 9 %:n kasvu riskissä ja suuremmasta osakkeen hinnasta 56 %:n pieneneminen riskissä.

Campbell ym. (2008, 2915) vertasivat mallinsa selityskykyä Mertonin ”distance to default” -malliin, joka perustuu Blackin ja Scholesin (1973) optiohinnoitteluteoriaan. Campbellin ym. mallin selityskyky, R^2 , oli 31 %, kun taas Mertonin mallin selityskyky oli 16%. Campbell ym. argumentoivat, että heidän mallinsa korkeampi selityskyky auttaa paremmin tunnistamaan mahdollisen riskipreemion konkurssiriskisille yrityksille.

Campbell ym. rakensivat osakeportfoliot hienojakoisemmin mitä aiemmissä tutkimuksissa. He lajittelivat osakkeet portfolioihin 0–5 %:n, 5–10 %:n, 10–20 %:n, 20–40 %:n, 40–60 %:n, 60–80 %:n, 80–90 %:n, 90–95 %:n, 95–99 %:n ja 99–100 %:n jaoilla. Näin jaettuna Campbell ym. painottavat häntiä, jotka ovat konkurssiriskin kannalta olennaisempia ja missä oletettu riskipreemio tulisi havaita. Campbell ym. rakensivat myös nol-lakustannusstrategian mukaiset portfoliot 10 %:n ja 20 %:n jaoilla, jotka ostivat vähäriskisiä osakkeita ja myivät lyhyeksi korkean konkurssiriskin osakkeita. (Campbell ym. 2008, 2918.)

Campbell ym. laskivat portfolioiden tuotot ajanjaksolla 1981–2003. Portfolioiden uudelleen balansoinnit he tekivät kerran vuodessa. Campbell ym. eivät ottaneet aineistoonsa alle 1 dollarin osakkeita mukaan. He tekivät nämä edellä mainitut toimenpiteet, jotta ”bid

ask bounce” sekä kaupankäyntikustannukset minimoituvat. ”Bid ask bounce” tarkoittaa hinnan korkeaa vaihtelua johtuen siitä, että ”bid ask spread”, eli myyntihinnan ja ostohinnan välinen ero, on suuri. Lisäksi laskiessaan pörssilistalta poistettujen osakkeiden tuottoja Campbell ym. myivät osakkeet kuukausi ennen poistoa ja sijoittavat jäljelle jääneet varat takaisin portfolioon. Tämä aiheutti tuottoihin jonkin verran vääristymää ylöspäin. (Campbell ym. 2008, 2918.)

Campbellin ym. mukaan portfolioiden välillä oli erotettavissa eroja FF3-mallin faktoreiden painotuksissa. Matalariskisillä portfolioilla beetat olivat pienempiä kuin 1, arvofaktorilla (HML) oli negatiivinen paino ja kokofaktorilla (SMB) oli myös negatiivinen paino. FF3 -mallin mukaan matalariskisen portfolion olisi tullut tuottaa vähemmän kuin markkinatuotto. Korkean konkurssiriskin portfolioilla faktoreiden painotukset olivat päinvastaiset: beetat olivat yli yhden, arvofaktorilla (HML) oli positiivinen paino ja kokofaktorilla (SMB) paino oli erittäin suuri. Pienet yritykset olivat siis yliedustettuina riskisimmässä portfolioissa. Campbell ym. tekivät johtopäätöksen, että kun normaalituottoa riskikorjattiin, anomalia voimistui. (Campbell ym. 2008, 2919.)

Campbellin ym. tuloksena oli, että vähäriskisin portfolio tuotti vuosittain keskimäärin 3,3 % paremmin kuin markkina. Riskisimmälle 1:n %:n portfolioille tuotto oli vuosittain negatiiviset 16,1 %. Nollakustannusstrategian mukainen portfolio, joka piti vähäriskisintä kymmenystä ja lyhyeksi myi riskisintä kymmenystä, tuotti keskimäärin 9,7 % per vuosi. Sharpen luku tälle tuotolle oli markkinaa vastaava. CAP-mallin alfa oli 12,1% ja FF3-mallin alfa oli 22,7 %. Carhartin (1997) neljän faktorin mallia käyttäen alfa oli 12,1 % (Carhartin (1997) malli sisältää FF3-mallin faktoreiden lisäksi momentum -faktorin). Campbell ym. toteavat alfan pienenemisen olevan odotettua Carhartin (1997) mallia käytettäessä, sillä Campbellin ym. konkurssiriskin mallissa on mukana edellisen kauden tuotto, joka kaappaa negatiivista momentum-ilmiötä. (Campbell ym. 2008, 2919.)

Griffinin ja Lemmonin (2002) tapaan Campbell ym. tutkivat erikseen B/M-luvun, koon, konkurssiriskin ja tuoton välisiä suhteita. Näin sen vuoksi, että pystyttiin eristämään mahdolliset ominaispiirteet, joista ”alisuoriutuminen” voi johtua. Voisi olla, että huonompien tuottojen syynä olisi jokin muu tekijä kuin konkurssiriski, esimerkiksi erittäin pienet yritykset tai matalan B/M-luvun kasvuyritykset. Campbellin ym. tuloksena oli, että matalan konkurssiriskin yritykset tuottivat paremmin kuin korkean konkurssiriskin yritykset.

Tämä päti sekä pieniin että suuriin yrityksiin. Kuitenkin tuottoero oli noin viisi kertaa suurempi pienten yritysten keskuudessa. B/M-luvun osalta tuloksena oli, että konkurssiriskisempi portfolio tuotti huonommin kuin matalariskinen sekä kasvuyritysten että arvoyritysten kesken. Campbell ym. havaitsivat, että kasvuyrityksissä ero oli erityisen suuri. (Campbell ym. 2008, 2925.)

Campbell ym. tutkivat myös mikä oli analytyikkoseurannan vaikutus. He jakoivat yritykset analytyikkoseurannan perusteella kolmeen eri osaan. Tämän jälkeen he muodostivat nollakustannusstrategian mukaiset portfoliot, jotka ostivat position matalan konkurssiriskin yrityksistä ja lyhyeksi myivät korkean konkurssiriskin yrityksiä. Campbell ym. laskivat tämän jälkeen portfolioiden tuotot. Tuloksena oli, että nollakustannusstrategian tuotto oli suurempi, kun analytyikkoseuranta oli vähäisempää. Vastaavalla tavalla Campbell ym. tutkivat institutionaalisen omistuksen vaikutusta. Tuloksena oli, että edellä mainitun kaltaisen nollakustannusstrategian tuotto oli suurempi, kun institutionaalinen omistus oli vähäisempi. Campbellin ym. tulos oli linjassa Nagelin (2005) kanssa, joka tutkimuksessaan päätyi johtopäätökseen, että lyhyeksi myynti on vaikeampaa, jos yrityksen omistajina ovat pääasiassa yksityissijoittajat. Tämä johtuu siitä, että institutionaaliset sijoittajat lainaavat osakkeitaan useammin lyhyeksi myyntiin. Lisäksi instituutioiden viimeaikaisilla myynneillä ja ostoilla oli merkitystä. Konkurssiriskianomalia oli voimakkaampi, kun instituutiot olivat pienentäneet omistustaan. Campbell ym. tutkivat myös likviditeetin suhdetta konkurssiriskianomaliaan. Heidän tuloksensa oli, että anomalia oli hieman voimakkaampi matalahintaisten osakkeiden kohdalla. Lisäksi anomalia oli voimakkaampi, kun osakkeen vaihto oli vähäinen. (Campbell ym. 2008, 2927.)

Campbell ym. puntaroivat kolmea eri mahdollista vastausta, jotka selittäisivät korkean konkurssiyritysten huonoja tuottoja:

1. Ajanjaksolla on ollut odottamattomia tapahtumia, jotka olisivat voineet esimerkiksi johtaa normaalia lukuisempiin konkurssisiin.
2. Sijoittajien hinnoitteluvirheet.
3. Yrityksillä, joilla on korkea konkurssiriski, on ominaispiirteitä, jotka voivat houkutella ”rationaalisenkin” sijoittajan ostamaan näitä yrityksiä.

Campbell ym. toteavat, että heidän tutkimansa ajanjakso koostui pääasiassa talouskasvun ajasta. Heidän mukaansa ajanjakson voi tämän perusteella argumentoida olevan odotetun mukainen. Tosin, Campbell ym. spekuloiivat, että mahdollisesti lainanantajat ovat tulleet ”tehokkaammiksi” etujensa ajamisessa konkurssitilanteissa ja onnistuneet siirtämään varallisuutta osakkeenomistajilta lainanantajille. Campbell ym. arvelevat lisäksi, että instituutioiden kasvaneella omistuksella on voinut olla vaikutusta. Tämä sen vuoksi, että instituutiot suosivat tulosta tekeviä yrityksiä. (Campbell ym. 2008, 2928.)

Campbell ym. tutkivat väärinhinnoittelun mahdollisuutta tulosjulkaisujen avulla. La Porta (1996) teki tutkimuksessaan havainnon, että suuri osa arvo-osakkeiden tuotoista tuli heti tulosjulkistusta seuranneina päivinä. Campbell ym. testasivat, onko sama ilmiö havaittavissa korkean konkurssiriskin yrityksillä. Aikaikkunana he käyttivät kolmea päivää tulosjulkistuksen jälkeen. Tulokseksi Campbell ym. saivat, että konkurssiriskiset yritykset eivät tuota erityisen huonosti. Itseasiassa, kaikkein konkurssiriskisin portfolio tuotti positiivisesti. Campbell ym. arvelevat, että tämä voisi johtua siitä, että kykeneminen tulosjulkistukseen on itsessään positiivinen merkki. (Campbell ym. 2008, 2929–2930.)

Campbell ym. arvelevat, että hinnoitteluvirheet voisivat johtua siitä, että he käyttivät sofistikoitunutta konkurssiriskin ennustamisen mallia. ”Itsestään selvät” muuttujat, kuten velkaisuus ja tuloksenteekokyky ovat laajalti seurattuja muuttujia, joten voisi ajatella, että nämä on jo hinnoiteltu markkinoilla. Näiden muuttujien merkitys konkurssin ennustamisessa tuotiin esille jo 1960-luvulla, kun Beaver (1966) ja Altman (1968) julkaisivat tutkimuksensa. Campbell ym. arvelevat, että konkurssiriskin malliin lisätyt, ei niin itsestään selvät muuttujat, korreloisivat väärinhinnoittelun kanssa voimakkaammin. Campbell ym. tutkivat mallinsa muuttujien tuottojen ja konkurssin ennustuskykyä. Tuloksena he saivat, että kaikilla mallin muuttujilla oli osansa konkurssiriskisten osakkeiden huonoille tuotoille. Myös ”standardimuuttujilla” kuten tuloksella oli olennainen rooli ennustuskyvyssä. Johtopäätöksenä Campbell ym. toteavat, että sofistikoituneet muuttujat eivät selitä konkurssiriskianomaliaa. (Campbell ym. 2008, 2932.)

Campbell ym. arvelevat, että jotkut sijoittajat – vastoin rationaalisuutta olettavia malleja saattavat pitää osakkeita huolimatta huonosta tuotosta. Campbell ym. arvelevat, että sijoittajien preferensseillä voi olla mahdollisesti merkitystä. Barberis ja Huang (2008) esit-

tivät mallin, jossa sijoittajien preferenssit ovat Tverskyn ja Kahnemanin (1992) kumulatiivisen prospektiteorian mukaiset. Tämän mallin mukaan sijoittajat haluavat pitää positiivisesti vinoutuneita portfolioita. Portfoliot saattavat lisäksi olla hajauttamattomia. Campbell ym. arvelevat, että tämä Barberiksen ja Huangin (2008) mallin efekti saattaisi selittää korkean konkurssiriskin yritysten huonoja tuottoja. Näin sen vuoksi, että korkean konkurssiriskin yritykset ovat usein tuottojakaumaltaan positiivisesti vinoutuneita. Toinen mahdollinen tekijä Campbellin ym. mukaan voisi olla se, että suuromistajat vaikeuksissa olevissa yrityksissä saattavat hyötyä vaikeuksista esimerkiksi ostamalla omaisuutta pilkkahintaan. (Campbell ym. 2008, 2933.)

Ammattimaisten sijoittajien voisi olettaa korjaavan hinnat oikealle tasolle harjoittamalla arbitraasia. Campbellin ym. mukaan konkurssiriskiset yritykset ovat usein kuitenkin pieniä, epälikvidejä ja analyytikoiden epäsuosiossa, mikä johtaa siihen, että arbitraasia on vaikea toteuttaa ja se olisi kallista. Tämän vuoksi hinnat eivät helposti ”korjaantuisi”. Campbell ym. tekevätkin johtopäätöksen, että korkean konkurssiriskin yritykset näyttävät tuottavan huonosti käyttäytymistaloustieteellisistä syistä. Nämä virheet eivät helposti korjaannu arbitraasin kalleudesta ja vaikeudesta johtuen. (Campbell ym. 2008, 2933–2935.)

Edellä olevat tutkimukset löysivät evidenssiä konkurssiriskianomalian olemassaololle. Chava ja Purnandam (2010) argumentoivat, että konkurssiriskianomaliaa ei todellisuudessa ole. Argumentin perustana on ajatus, että toteutuneet tuotot ovat niin sanotusti ”noisy” eli eivät ole tarkkoja. Chava ja Purnandam (2010) käyttävätkin toteutuneiden tuottojen sijaan odotettuja tuottoja. Heidän mukaansa silloin, kun käytetään odotettuja tuottoja, anomalia häviää.

Chava ja Purnandam hyödynsivät odotetun tuoton arvioinnissa ”Brokers Estimate System” -tietokantaa, jonka avulla he arvioivat tulevaisuuden kassavirrat. Chava ja Purnandam käyttivät ennustuksia, jotka olivat 15 vuotta eteenpäin ja tämän jälkeen he laskivat päätösarvon. Tämän jälkeen he käyttivät kassavirtojen diskonttaus mallia laskeakseen osakkeen nykyarvon. (Chava & Purnandam 2010, 2529.)

Chavalla ja Purnandamilla oli ajanjaksona 1980–2005. He jakoivat osakkeet portfolioihin EDF-mallin (*expected default frequency -model*) ja hasardi-mallin perusteella. EDF-mallin pohjana oli Mertonin (1974) malli. Hasardi-mallin pohjana oli puolestaan Shumwayn (2001) malli. Portfolioiden jakona oli kymmenesosa. Hasardi-mallin tuloksena oli, että sijoittajat vaativat 8,15 %:n riskipreemion siitä, että he pitivät korkeimman konkurssiriskin portfolioita. Vähäriskisimmän portfolion osalta riskipremio oli 3,24 %. (Chava & Purnandam 2010, 2530.)

Chava ja Purnandam toivat esille tutkimuksia, joiden mukaan analyytikot voivat antaa liian optimistisia suosituksia. Tämän vuoksi he laskivat odotetut tuotot uudestaan käyttämällä vähemmän optimistisia ennusteita. Tuloksena he saivat, että riskipremioiden ero pieneni, mutta ei kokonaan. Ero pysyi vielä tilastollisesti merkitsevä. (Chava & Purnandam 2010, 2537.)

Chava ja Purnandam tutkivat aikaperiodeja 1952–1980 ja 1981–2006 erikseen. He varmentavat Campbellin ym. (2008) tuloksen, että 80-luvun jälkeen konkurssiriskianomalia oli voimakas. Chavan ja Purnandamin mukaan ennen 80-lukua anomaliaa ei voida sanoa olleen, sillä tilastollista merkitsevyyttä ei ollut. Kun ajanjaksona oli koko ajanjakso 1952–2006, anomalian epänormaali tuotto konkurssiriskisimmälle viiden prosentin portfoliolle oli -6,48 % per vuosi (EDF-mallia käyttäen). Vastaavasti ajanjaksolla 1981–2006 epänormaali tuotto oli puolestaan -11,76 %. (Chava & Purnandam 2010, 2541.)

Chavan ja Purnandamin (2010, 2554) johtopäätöksenä oli, että konkurssiriskianomalia oli keskittynyt 1980-luvun jälkeiselle ajanjaksolle. Kun tätä periodia ei otettu huomioon, anomalia heikentyi huomattavasti. Lisäksi konkurssiriskin ja odotettujen tuottojen välillä oli teorianmukainen positiivinen yhteys.

Konkurssiriskianomialle on esitetty kirjallisuudessa lukuisia eri syitä. Garlappi, Shu ja Yan (2008) esittävät, että anomialle olisi syynä osakkeenomistajien etu. Tällä Garlappi ym. tarkoittavat sitä, että osakkeenomistajat ovat paremmassa neuvotteluasemassa, yrityksen maksukyvyttömyydessä tai konkurssissa. Kun osakkeen omistajilla oli etu, osaketuoton ja konkurssiriskin suhde oli positiivinen. Garlappin ym. tuloksena oli, että osakkeen tuotto oli positiivisessa yhteydessä konkurssiriskiin silloin, kuin osakkeen omista-

jilla ei ollut etua. Toisaalta, kun osakkeen omistajilla oli etua, osaketuotto ja konkurssiriski olivat negatiivisessa suhteessa. Garlappi ym. käyttivät tutkimuksessaan konkurssiriskin mittaamiseen ”Expected Default Frequency” -mittaria, joka oli Moody’sin KMV:n kehittämä. (Garlappi ym. 2008, 2743.)

George ja Hwang (2010) esittivät ratkaisua ”distress”-anomialle. Heidän pääargumenttinsa oli, että korkean riskin yritykset ottavat vähän velkaa, koska velkaraha on näille yrityksille kallista. Kuitenkin korkean riskin ja matalan velka-asteen yritykset ovat alttiita systemaattiselle riskille. Georger ja Hwangin mukaan positiiviset riskipreemiot matalan konkurssiriskin yrityksille johtuivat todellisuudessa altistuksesta systemaattiselle riskille. (George & Hwang 2010, 57.)

Da ja Gao (2010) päätyivät tutkimuksessaan tulokseen, että Vassaloun ja Xingin (2004) löytämä positiivinen yhteys konkurssiriskin ja tuottojen välillä on seurausta lyhyen tähtäimen ”return reversal” -ilmiöstä. Dan ja Gaon mukaan systemaattinen riski ei ollut selittävänä tekijänä tuotoille. ”Return reversal” -ilmiö tarkoittaa sitä, että erittäin huonosti tuottaneet osakkeet kokevat hetkellisen tuottojen paranemisen. Tämä ilmiö johtui Dan ja Gaon mukaan siitä, että osakkeen omistuspohja muuttui. Institutionaaliset omistajat myyvät omistuksiaan yrityksissä, jotka ovat aiempaa lähempänä konkurssia. Tämä aiheuttaa osakkeen hinnan putoamisen. Putoamista seuraa kuitenkin hinnan hetkellinen takaisin nouseminen, koska muut sijoittajat alkavat ostaa osaketta. (Da & Gao 2010, 29.)

Da ja Gao (2010, 29) arvelevat, että niin sanottu ”bid ask bounce” -ilmiö on todennäköisesti voimakas konkurssiriskisissä osakkeissa. ”Bid ask bounce” tarkoittaa hinnan korkeaa vaihtelua johtuen siitä, että ”bid ask spread”, eli myyntihinnan ja ostohinnan välinen ero, on suuri. Tämä ”bid ask bounce” -ilmiö aiheuttaa Dan ja Gaon (2010, 29) mukaan positiivisen vääristymän tuottoihin.

Campbell, Hilscher ja Szilagyi (2011) päivittivät vuonna 2008 julkaisemaansa tutkimusta uudella aineistolla. Ajanjaksona, kun tarkasteltiin portfolioiden tuottoja, vuonna 2011 julkaistussa tutkimuksessa oli 1983–2008, kun taas 2008 vuonna julkaistussa tutkimuksessa ajanjaksona oli 1981–2003. Tulokset olivat tutkimuksissa samansuuntaiset. Campbell ym. (2008, 2919) muodostivat tutkimuksessaan nollakustannusstrategian mukaisen port-

folion, joka piti vähäriskisintä kymmenystä ja lyhyeksi myi riskisintä kymmenystä. Keskimäärin nollakustannusstrategian mukaisen portfolion epänormaali tuotto oli 9,7 %. Vuoden 2008 tutkimuksessa CAP-mallin mukainen epänormaali tuotto oli 12,1 %, FF3-mallin mukainen epänormaali tuotto oli 22,7 % ja Carhartin (1997) neljän faktorin mallin epänormaali tuotto oli 12,1 %. Vastaavat luvut Campbellin ym. (2011,10) tutkimuksessa olivat: keskimääräinen epänormaali tuotto 14,3 %, CAP-mallin mukainen epänormaali tuotto 16,7 %, FF3-mallin mukainen epänormaali tuotto 22,5 % ja Carhartin (1997) neljän faktorin mallin epänormaali tuotto 9,2 %. Campbellin ym. (2008, 2011) Tutkimusten tulosten voi sanoa olevan yhdenmukaiset, mikä ei sinänsä ole yllättävää, koska tutkimuksissa on käytetty pitkälti samaa ajanjaksoa. Myös konkurssiriskin mallin muuttujat ovat samoja. Ainoastaan mallin muuttujien painoissa on pieniä eroja.

Friewald, Wagner ja Zechner (2014) tutkivat yrityksen maksukyvyttömyyden ja tuottojen välistä yhteyttä uudella tavalla. He käyttivät apunaan luottomarkkinoita ja luottoriskijohdannaisia. Friewald ym. (2014, 2420) tuloksena oli, että korkea luottoriski oli yhteydessä korkeampiin osakkeiden riskipreemioihin. Ajanjaksona Friewaldilla ym. oli vuodet 2001–2010. Friewald ym (2014, 2420). tutkivat finanssikriisin vaikutusta jakamalla ajanjakson puoliksi. Tulokset olivat yhtenevät ajanjaksolla 2001–2007 sekä 2007–2010. Kuitenkin kriisin aikana osakkeiden riskipreemion yhteys luottorisktiin oli voimakkaampi.

Gao, Parsons ja Shen (2016) tutkivat konkurssiriskianomaliaa globaalisti. He jakoivat alueet seuraavasti: Yhdysvallat, Euroopan kehittyneet maat, Japani, Aasian tyynen meren alueen kehittyneet maat ja kehittyvät markkinat. Yhteensä eri maita oli 37. Gao ym. käyttivät konkurssiriskin mittana Moody'sin KMV:n ”Expected Default Frequency” -mittaria, lyhyemmin EDF. Tutkimuksen ajanjaksona oli 1992–2013. (Gao ym. 2016, 2.)

Gao ym. saivat tutkimuksessaan tukea konkurssiriskianomalian olemassaololle. Anomalia oli voimakkaimmin läsnä pienissä yrityksissä Yhdysvalloissa sekä kehittyneissä Euroopan maissa. Keskimäärin tuottoero riskisimmällä ja pieniriskisimmällä kymmenyksellä oli 0,4 %–0,5 % per kuukausi. (Gao ym. 2016, 30.)

Gao ym. erittelivät tuottoja myös maakohtaisesti. Kaikkein voimakkaimmin konkurssiriskianomalia esiintyi Ruotsissa, Alankomaissa, Ranskassa, Suomessa, Itävallassa ja Isossa Britanniassa. Kuukausittaiset alfat olivat negatiivisia vaihdellen 1 %:n ja 2 %:n

välillä. Koko Euroopan tasolla pienet ja konkurssiriskiset yritykset tuottivat vuotuisesti 9–15 % huonommin kuin matalan konkurssiriskin yritykset. Euroopan ulkopuolella, erityisesti kehittyvillä markkinoilla, tilanne oli toinen. Etelä-Amerikassa konkurssiriskianomaliaa ei ilmentynyt, lukuun ottamatta Chileä. Konkurssiriskianomalia oli erittäin heikko myös Indonesiassa, Malesiassa, Pakistanissa, Filippiineillä ja Thaimaassa. Argentiinan ja Etelä-Afrikan kohdalla konkurssiriskianomalian sijaan oli evidenssiä, että konkurssiriskiset yritykset tuottivat paremmin kuin matalan konkurssiriskin yritykset. (Gao ym. 2016, 14.)

Gaon ym. tutkimuksen mukaan Suomessa EDF oli keskimäärin 0,23 % (ajanjaksolla 1995–2013). Yhdysvalloissa EDF oli puolestaan 0,32 %. Kreikassa luku oli jo suurempi – 2,07 %. Suomessa B/M-luku oli keskimäärin tällä ajanjaksolla 0,69 ja kassavirta/hinta oli 0,15.

Gao ym. rakensivat nollakustannusstrategian mukaisen portfolion ”toisinpäin” verrattuna aikaisempiin tutkimuksiin. He lyhyeksi myivät pieniriskisintä kymmenystä ja ostivat riskisintä kymmenystä. Tuoton he laskivat kuukauden päästä portfolion muodostamisen jälkeen (”return reversal” -ilmiön minimoimiseksi). Gao ym. käyttivät Carhartin (1997) neljän faktorin mallia, joka sisälsi momentum faktorin, FF3-mallin faktoreiden lisäksi. He käyttivät myös Houn, Karolyin ja Khon (2011) neljän faktorin mallia. Lisäksi Gao ym. laskivat normaalituotot. He laskivat tuotot yhden kuukauden, kolmen kuukauden ja vuoden ajanjaksoille. (Gao ym. 2016, 9–10)

Suomessa nollakustannusstrategian mukaisen portfolion yhden kuukauden normaali-tuotto oli -1,57 %, kolmen kuukauden oli -1,3 % ja vuoden -2,06 %. Vastaavasti Carhartin (1997) neljän faktorin mallilla laskettuna, alfa yhdelle kuukaudelle oli -1,52 %, kolmelle kuukaudelle -1,27 % ja vuodelle -2 %. Houn ym. mallille laskettu alfa oli yhdelle kuukaudelle -1,09 %, kolmelle kuukaudelle -0,94 % ja vuodelle -1,78 %. (Gao ym. 2016, 44.)

Gao ym. tutkivat myös anomalian mahdollisia syitä. He saivat evidenssiä käyttäytymistaloustieteelliselle väärinhinnoittelun tulkinnalle. Gao ym. tutkivat, oliko ylenpalttinen itseluottamus (”overconfidence”) yhteydessä konkurssiriskianomalian voimakkuuteen. Ylenpalttisen itseluottamuksen mittarina Gao ym. käyttivät maan individualismin astetta. Individualismin asteena Gao ym. hyödynsivät Hofsteden (2001) tutkimuksen luokittelua.

Gaon ym. tuloksena oli positiivinen yhteys individualismin ja konkurssiriskianomalian voimakkuuden kanssa. Gao ym. tutkivat lisäksi yli- ja alireagoimista selittävinä tekijöinä. Myös näille tulkinnoille löytyi evidenssiä. Konkurssiriskianomalia ilmeni voimakkaampana sen jälkeen, kun markkinat olivat nousseet. Runsas kaupankäynti oli myös yhteydessä konkurssiriskianomaliaan. (Gao ym. 2016, 30.)

Gao ym. tutkivat myös huonojen uutisten vaikutusta. Gao ym. argumentoivat, että sijoittajien ollessa ylitseluottavaisia huonot uutiset hinnoitellaan osakkeeseen hitaasti, sijoittajat toisin sanoen alireagoivat. Tuloksena oli, että korkean konkurssiriskin osakkeet tuottivat huonosti viimeaikaisten huonojen uutisten jälkeen. Myös tämä tulos tuki ”overconfidence” -argumenttia. (Gao ym. 2016, 4.)

Gao ym. toteavat, että konkurssiriskianomalian voimakas ilmeneminen oli yhteydessä arbitraasin vaikeuteen. Toisin sanoen anomalian voimakkuutta selitti ”limits of arbitrage” eli arbitraasin rajoitteet. Pienyrityksiä oli esimerkiksi hankalampi/kalliimpi lyhyeksi myydä. Lisäksi likviditeetti oli usein heikkoa, mikä johtaisi korkeisiin kaupan käyntikustannuksiin. (Gao ym. 2016, 4.)

Riskiperusteisille tulkinnoille Gao ym. eivät löytäneet evidenssiä. He tutkivat ”Creditor rights” -indeksin (CRI) ja konkurssiriskianomalian yhteyttä. ”Creditor rights” -indeksi oli Portan, Lopez De Silanesin, Shleiferin ja Vishnyn (1998) kehittämä luokittelu eri maiden välillä luotonantajan suojan mukaan. Tuloksena Gao ym. saivat, että yhteyttä CRI:n ja konkurssiriskianomalian välillä ei löytynyt. (Gao ym. 2016, 17–18.)

Konkurssiriskianomalialle on löydetty myös riskiperusteisia selityksiä. Aretz, Florackis ja Kostakis (2016) argumentoivat, että kun konkurssiriskin jakaa idiosynkraattiseen ja systemaattiseen komponenttiin, niin systemaattinen komponentti on yhteydessä tuottoon. Aretz ym. (2016) tutkivat myös, mikä vaikutus on osakkeenomistajien asemalla suhteessa luotonantajiin. Päinvastoin kuin Gaolla ym. Aretzin ym. tuloksena oli, että maissa joissa luotonantajien suoja oli vahva, myös riskipremio konkurssiriskisille yrityksille oli suurempi.

Aretz ym. hyödynsivät, samoin kuin Gao, Parsons ja Shen (2016), kansainvälistä dataa. Aretz ym. käyttivät tutkimuksessaan 14 eri maan tietoja. Maat olivat: Australia, Kanada,

Ranska, Saksa, Japani, Iso-Britannia, Tanska, Suomi, Hong Kong, Uusi Seelanti, Portugali, Espanja, Ruotsi ja Taiwan. Ajanjaksona oli 1992–2013. Konkurssiriskin mallina Aretz ym. käyttivät Campbellin, Hilscherin ja Szilagyn (2008) mallia. Aretz ym. eivät erikseen erittele eri maiden tuottoja.

Seuraavalla sivulla olevassa taulukossa 1 on kooste aiemmin tehdystä tutkimuksesta. Konkurssiriskin mallit(t) sarakkeessa on tuottojen laskemisen yhteydessä käytetyt konkurssiriskin mallit. Muodostus sarake kuvastaa sitä, kuinka tiheään konkurssiriskin tunnusluvut lasketaan ja muodostetaan portfoliot. Portfolioiden jako sarake kuvastaa, kuinka portfoliot lajitellaan konkurssiriskin tunnusluvun mukaan. Taulukossa DD-mallilla tarkoitetaan ”distance to default” -mallia, jotka perustuvat Mertonin (1974) malliin.

Taulukko 1 Yhteenveto konkurssiriskianomaliasta tehdystä tutkimuksesta.

Tutkimus	Ajanjakso	Maa ja pörssit	Konkurssiriskin malli(t)	Muodostus	Portfolioiden jako	Onko konkurssiriski anomaliaa?
Dichev (1998)	1981–1995	Yhdysvallat (NYSE, Nasdaq, AMEX)	Altmanin- ja Ohlsonin mallit	kuukausittain	kymmenyksiin	On havaittavissa
Griffin & Lemmon (2002)	1965–1996	Yhdysvallat (NYSE, Nasdaq, AMEX)	Ohlsonin malli	vuosittain	viidesosiin	On havaittavissa, erityisesti kasvuosakkeissa.
Vassalou & Xing (2004)	1970–1999	Yhdysvallat (NYSE, Nasdaq, AMEX)	DD-malli	kuukausittain	kymmenyksiin sekä viidesosiin	Ei havaittavissa
Campbell ym. (2008)	1981–2003	Yhdysvallat (NYSE, Nasdaq, AMEX)	Oma malli, johon vaikutteita Shumwayn (2001) mallista	vuosittain	5 %, 10 %, 20 %, 40 %, 60 %, 80 %, 90 %, 95 % ja 99 %	On havaittavissa. Erityisesti havaittavissa osakkeilla joilla on: pieni markkina-arvo, harva analyttikkoseuranta, matala institutionaalinen omistus, matala hinta ja/tai vähäinen vaihto.
Garlappi, Shu & Yan (2008)	1969–2003	Yhdysvallat (NYSE, Nasdaq, AMEX)	Moody'sin KMV:n EDF -malli	kuukausittain	viidesosiin	On havaittavissa, erityisesti kun portfoliossa käytetään samoja painoja eri osakkeiden kesken
Chava & Purnandam (2010)	1952–2006	Yhdysvallat (NYSE, Nasdaq, AMEX)	Shumwayn (2001) tutkimukseen perustuva malli ja DD -malli	vuosittain	konkurssiriskin portfolioihin jakona 5 % ja 10 %	Ei havaittavissa, kun käytetään odotettuja tuottoja. Toteutuneita tuottoja käytettäessä anomalia keskittynyt vuosille 1980 - 2006.
Zhi & Gao (2010)	1971–1999	Yhdysvallat (NYSE, Nasdaq, AMEX)	DD-malli	kuukausittain	kymmenyksiin	On havaittavissa, kun tarkastellaan tuottoja ensimmäisen kuukauden jälkeen
Campbell ym. (2011)	1983–2008	Yhdysvallat (NYSE, Nasdaq, AMEX)	Oma malli, johon vaikutteita Shumwayn (2001) mallista	vuosittain	5 %, 10 %, 20 %, 40 %, 60 %, 80 %, 90 %, 95 % ja 99 %	On havaittavissa. Vastaavanlaiset tulokset, kuin 2008 julkaistussa tutkimuksessa.
Friewald, Wagner & Zechner (2014)	2001–2010	Yhdysvallat (NYSE, Nasdaq, AMEX)	CDS -spreadin (osto- ja myyntikurssin erotus) avulla johdettu luottoriski	kuukausittain	viidesosiin	ei havaittavissa
Gao, Parsons ja Shen (2016)	1992–2013	Globaali 37 maata	Moody'sin KMV:n EDF -malli	vuosittain	kymmenyksiin	On havaittavissa, erityisesti pohjoisamerikassa ja euroopan kehittyneissä valtioissa
Aretz, Florackis ja Kostakis (2016)	1992–2013	Globaali 14 maata	Campbellin ym. (2008) mallin pohjalta estimoitu malli	Vuosittain	kymmenyksiin	ei havaittavissa

2.4 Yhteenveto aiemmasta kirjallisuudesta

Gaon ym. (2016, 3) mukaan konkurssiriskianomaliaa käsittelevää tutkimusta voi jaotella kolmeen eri näkökulmaan. Ensimmäinen näkökulma on, että konkurssiriskianomaliaa ei yksinkertaisesti ole. Tämän puolesta argumentoi Chava ja Purnandam (2010). Heidän mukaansa Yhdysvalloissa oli 1980-luvulla poikkeuksellisen paljon konkurssseja, mikä selittää konkurssiriskianomalian voimakkaampaa ilmenemistä (Chava ja Purnandam 2010, 2541). Vassalou ja Xing (2004) käyttivät tutkimuksessaan Mertonin mallia ja päätyivät tulokseen, että konkurssiriskin ja tuottojen välillä oli havaittavissa positiivinen yhteys. Toisin sanoen he eivät havainneet konkurssiriskianomaliaa. Friewald ym. (2014, 2420) käyttivät tutkimuksessaan luottoriskijohdannaisia ja päätyivät tulokseen, että luottoriskin ja korkeamman riskipreemion välillä oli positiivinen yhteys. Aretz ym. (2016) jakavat tutkimuksessaan korkean konkurssiriskin osakkeiden riskin idiosynkraattiseen ja systemaattiseen. Tuloksena heillä oli, että sijoittajat saavat systemaattisen riskin kantamisesta vastineeksi parempaa tuottoa.

Toisessa näkökulmassa todennetaan, että konkurssiriskianomalia on havaittavissa. Mutta argumentoidaan, että anomialle on teoreettisesti perusteltu syy eikä ilmiötä tule tulkita anomaliaksi. Garlappi ym. (2008, 2743.) argumentoivat, että osakkeenomistajien vahva asema konkurssissa selittää anomaliaa. George ja Hwang (2010, 57) puolestaan argumentoivat, että korkea riskipreemio matalan konkurssiriskin yrityksille johtuu altistuksesta systemaattiselle riskille.

Kolmannessa näkökulmassa arvellaan, että konkurssiriskianomalian takana voi olla väärinhinnoittelu. Lisäksi argumentoidaan, että taustalla voi olla käyttäytymistaloustieteen perustuvia syitä. Dichev (1998, 1147) arvelee, että konkurssiriskianomalian taustalla on väärinhinnoittelu. Griffin ja Lemmon (2002, 2319) uskovat myös, että väärinhinnoittelu on konkurssiriskianomalian takana. He spekuloidivat, että mahdollisesti heikko tuotto tai negatiivinen tuotto tekee yrityksistä hankalampia arvostaa, joten väärinhinnoittelun mahdollisuudet kasvavat.

Griffinin ja Lemmonin (2002) väärinhinnoittelun arvelulle osittaista tukea antaa Ensthalerin, Nottmeyerin, Weizsäckerin, ja Zankiewiczin (2016) laatimat kokeet. Yhdessä kokeessa tehtävänä oli arvioida osakkeen todennäköinen päätösarvo. Tehtävässä osakkeen

arvo joko kohoaisi 70 % tai laskisi 60 % tiettyä ajanjaksona. Todennäköisyys molemmille tapahtumille oli 50 % ja muita vaihtoehtoja ei ollut. Kysymyksenä oli: mikä on 10 000 sijoituksen todennäköinen arvo 12 ajanjakson jälkeen? Vastausvaihtoehtoina olivat: a) 6400 tai alle, b) 6400–12 800, C) 12800–19200 D) 19200–25600 ja e) yli 25600. Kokeen tuloksena oli, että 43 % kokeeseen osallistujista valitsi C:n, 28 % valitsi D:n, 17 % valitsi B:n, vaihtoehdon A valitsi 6 % ja vaihtoehdon E 6 %. Oikea vastaus olisi ollut A, sillä sijoituksen summa päättyy 6400:n alle 80 prosentin todennäköisyydellä. Mediaaniarvo sijoituksen arvolle oli 989. Edellä kuvattu koe antaa hieman tukea arvelulle, että sijoittajat tekevät todennäköisemmin hinnoitteluvirheitä, kun tuottojakauma sisältää runsaasti negatiivisia arvoja. Ensthalerin ym. (2016) laatimissa kokeissa osanottajat olivat tosin teknillisen yliopiston opiskelijoita, eivät ammattisijoittajia. Tämä seikka pienentää tutkimuksen luotettavuutta sijoittamisen kontekstissa.

Campbell ym. (2008, 2933) arvelevat, että sijoittajat voivat suosia positiivisesti vinoutuneita tuottojakaumia, mikä johtaa suurempaan kysyntään konkurssiriskisten yritysten osakkeille. Tämä nostaisi osakkeiden hintatasoa, mikä puolestaan heikentäisi tuottoja. Lisäksi Campbell ym. argumentoivat, että arbitraasin rajoitteet selittävät myös anomaliaa. Campbell ym. (2008, 2935) päätyivät tutkimuksessaan tulokseen, että anomalia oli voimakkaampi, kun yritykset olivat pieniä, osake epälikvidi ja analytiikkoseuranta vähäistä. Gao ym. (2016) päätyvät tutkimuksessaan tulokseen, että konkurssiriskianomalia on erityisen voimakas Pohjois-Amerikan ja Euroopan kehittyneissä talouksissa. Taustasyysiksi Gao ym. (2016) esittävät sijoittajien ylenpalttista itseluottamusta.

Konkurssiriskianomaliaa käsittelevästä aiemmasta tutkimuksesta voi tehdä yleisen johtopäätöksen, että anomalian olemassaolosta ja mahdollisista syistä ei ole päästy yksimielisyyteen. Joitain päätelmiä voi kuitenkin tehdä. Tutkimuksissa, joissa anomaliaa on havaittu, se on havaittu erityisen voimakkaana silloin, kun arbitraasia on hankala toteuttaa (Campbell ym. 2008, Gao ym. 2016). Lisäksi anomalian ilmeneminen oli voimakkaampaa, kun portfoliot jaettiin hienojakoisemmin. Kaikista konkurssiriskisin portfolio tuotti kaikista huonoiten (Campbell ym. 2008, Gao ym. 2016).

2.5 Tutkielman hypoteesit

Edellä olevissa kappaleissa käsitellyn aiemman kirjallisuuden perusteella laaditaan tutkielman hypoteesit. Tutkielman tavoitteena on testata Faman (1970) esittämää tehokkaiden markkinoiden hypoteesia. Tarkemmin, tutkielmassa testataan keskivahvojen ehtojen tehokkuutta, sillä konkurssiriskin tunnuslukujen muodostamisessa käytetään tilinpäätösinformaatiota. Testattavana nollahypoteesina on se, että markkinat ovat tehokkaat. H_0 -hypoteesina on siis, että epänormaali tuotto on yhtä kuin nolla. Faman (1970, 385) mukaan tehokkailla markkinoilla epänormaalin tuoton odotusarvo on nolla.

Aiemmissa konkurssiriskianomaliaa koskevissa tutkimuksissa (mm. Dichev 1998, Gao ym. 2016, Friewald ym. 2014 ja Campbell ym. 2008) hyödynnettiin nollakustannusstrategiaa tutkittaessa, onko konkurssiriskianomaliaa havaittavissa. Nollakustannusstrategiassa ostettiin positio matalan konkurssiriskin osakkeita ja myytiin lyhyeksi korkean konkurssiriskin. Dichev (1998), Campbell ym. (2008) ja Gao ym. (2016) havaitsivat, että näin muodostetulla nollakustannusstrategialla saavutti epänormaaleja tuottoja. H_1 -hypoteesi muodostetaan seuraavasti:

H_1 : Nollakustannusstrategian, jossa ostetaan positio matalan konkurssiriskin osakkeita ja myydään lyhyeksi korkean konkurssiriskin, epänormaali tuotto on positiivinen.

Tutkielman lisätavoitteena oli tutkia konkurssiriskianomalian mahdollisia syitä. Kirjallisuuskatsauksen perusteella, voidaan todeta otaksuttavia syitä olevan lukuisia. Tämän tutkielman puitteissa testataan vain yhtä näistä teorioista. Campbell ym. (2008) tuovat esille, että yhtenä mahdollisena syynä konkurssiriskianomalialle voi olla sijoittajien preferenssi positiivisesti vinoutuneille jakaumille, Barberiksen ja Huangin (2008) esittämän mallin mukaisesti.

Barberis ja Huang (2008) rakensivat osakkeiden tuottoja selittävän mallin Tverskyn ja Kahnemanin (1992) kumulatiivisen prospektiteorian pohjalta. Barberiksen ja Huangin (2008, 2067) mukaan, kun oletetaan, että kumulatiivinen prospektiteoria pitää paikkansa, sijoittajat suosivat vinoutuneita tuottojakaumia. Barberis ja Huang (2008, 2093) toteavat

mallillaan olevan useita implikaatioita, joita tulevissa tutkimuksissa voidaan testata. Yhtenä implikaationa he esittävät sen, että positiivisesti vinoutuneet tuottojakaumat ovat yhteydessä mataliin tuottoihin.

Campbell ym. (2008) löysivät evidenssiä Barberiksen ja Huangin (2008, 2093) arvelulle, että positiivisesti vinoutuneet tuottojakaumat olivat yhteydessä mataliin tuottoihin. Nimitään, Campbellin ym (2008) havaitsivat, että korkean konkurssiriskin portfolioiden tuottojakaumat olivat positiivisesti vinoutuneet sekä hajautetuissa että keskitetyissä portfolioissa. Lisäksi tuotot olivat matalat. Tässä tutkielmassa testataan, toteutuuko tämä ilmiö myös Suomen osakemarkkinoilla.

H2: Korkean konkurssiriskin portfolioiden tuotot ovat matalia ja tuottojakaumat ovat positiivisesti vinoutuneet.

Jos H2-hypoteesi ei saa vahvistusta olisi se ristiriidassa Barberiksen ja Huangin (2008) esittämän teorian kanssa. Toisaalta, jos korkean konkurssiriskin portfolioiden tuottojakaumat ovat positiivisesti vinoutuneet ja tuotot matalat, tästä ei vielä voida tehdä johtopäätöksiä syy-seuraussuhteen olemassaolosta. Näin jo sen vuoksi, että mitään muita konkurssiriskianomaliaa selittäviä teorioita ei ole tässä tutkielmassa testattu.

3 TUTKIELMAN AINEISTO JA TOTEUTUSTAPA

Tämän tutkielman empiirinen osio perustuu konkurssiriskin perusteella muodostettavien portfolioiden rakentamiseen. Luvussa 4 esitellään portfolioiden tuotot. Tässä luvussa käydään ensiksi läpi käytetyt konkurssiriskin mallit. Tässä tutkielmassa käytetään Thomson Reuters Datastreamin tietoja. Tämän vuoksi tuodaan esille määritelmät, joiden mukaisesti Thomson Reuters Datastream laskee eri konkurssiriskin tunnuslukujen muuttujia. Seuraavaksi esitellään tutkielman aineisto, joka koostuu Helsingin pörssin osakkeista. Tämän jälkeen käydään läpi sijoitussääntö, jonka mukaisesti korkean- ja matalan konkurssiriskin portfolioit muodostetaan. Lisäksi kuvataan nollakustannusstrategian mukaisten portfolioiden muodostamistapa. Näitä portfolioita hyödynnetään mahdollisen epänormaalin tuoton tilastollisen merkitsevyyden testaamisessa. Tilastolliseen testaamiseen käytetään Studentin t-testiä, jonka muodostamistapa ja oletukset käydään läpi seuraavaksi.

3.1 Konkurssiriskiä ennustavat mallit

Tässä tutkielmassa käytetään kolmea eri konkurssiriskin mallia portfolioiden muodostamiseen, Altmanin Z-lukua, Ohlsonin O-lukua ja Campbellin, Hilscherin ja Szilagyn mallia. Selkeyden vuoksi tästä eteenpäin Campbellin ym. mallista käytetään lyhennettä CHS-malli. Seuraavaksi käydään läpi, miten nämä konkurssiriskin tunnusluvut muodostetaan. Lukujen muodostamisessa käytettävä data on saatu Thomson Reutersin Data Stream-tietokannasta (tästä eteenpäin viitataan lyhyesti Datastream). Datastream on tietokanta, josta on saatavilla runsaasti tietoja muun muassa yritysten osakkeisiin liittyen.

Tutkielmassa muodostetaan konkurssiriskin tunnusluvut vuosittain 2006–2015 vuosien tilinpäätöksiin perustuen. Huomioitavaa konkurssiriskin tunnuslukujen muodostamisessa on muodostamisajankohta. Sijoittajalla oletetaan olevan tieto vuotuisista tilinpäätöstiedoista helmikuun viimeisenä päivänä eli 28.2. (tai 29.2). CHS-mallissa on käytössä hintainformaatioon perustuvia lukuja, joten tällaiset luvut voidaan laskea ajankohtaisempia tietoja käyttäen.

3.1.1 Altmanin Z-luku

Altmanin Z-luku on Altmanin (1968) kehittämä luku kuvaamaan konkurssiriskin todennäköisyyttä. Altman (1971) käytti lukua johtaessaan usean muuttujan erotteluanalyysiä. Mitä pienempi Altmanin Z-luku, sitä suurempi riski yrityksellä on mennä konkurssiin. Altman (1971, 62) muodosti luvun kaavan 7 mukaisesti. Tässä tutkielmassa käytetään kaavaa 7, kun lasketaan aineiston osakkeille Altmanin Z-luvut.

$$(7) \quad Z = 0,012X_1 + 0,014X_2 + 0,033X_3 + 0,006X_4 + 0,999X_5, \text{missä}$$

$$X_1 = \frac{\textit{käyttöpääoma}}{\textit{taseen vastaavat}}$$

X_1 -muuttuja kuvastaa yrityksen kykyä selviytyä lyhytaikaisista vastuistaan. Yrityksen koko otetaan huomioon jakamalla taseen vastaavilla. Datastream määrittelee käyttöpääoman (*working capital*) lyhytaikaisten varojen ja lyhytaikaisten velkojen erotukseksi. Taseen vastaaviin sisältyviksi (*total assets*) Datastream erittelee seuraavat erät: lyhytaikaiset vastaavat, pitkäaikaiset saatavat, sijoitukset tytäryhtiöihin, muut sijoitukset, nettokäyttöomaisuus ja muut varat.

$$X_2 = \frac{\textit{edellisten tilikausien tuotot}}{\textit{taseen vastaavat}}$$

X_2 -muuttuja kuvastaa yritykseen kertyneiden voittojen määrää suhteutettuna taseen vastaaviin. Nuori yritys ei näin ollen voi saada tälle luvulle korkeaa arvoa, mutta vanhempi yritys voi. Tämä suhdeluku ottaa näin ollen huomioon yrityksen iän. Tämä on Altmanin (1971, 63) mukaan perusteltua, sillä nuoret yritykset ovat alttiimpia konkurseille. Datastream määrittelee kertyneet voitot (*retained earnings*) niin, että ne sisältävät verojen jälkeiset voitot vähennettynä jaetuilla osingoilla. Lisäksi vähennetään varat, jotka on allokoitu sidottuihin rahastoihin.

$$X_3 = \frac{\textit{liikevoitto}}{\textit{taseen vastaavat}}$$

X_3 -muuttuja kuvastaa yrityksen kannattavuutta eli kykyä tuottaa tuloa pääomalle. Altmanin (1971, 63) mukaan liikevoiton käyttö antaa ”puhtaamman” kuvan kannattavuudesta, koska verot ja pääomarakenne eivät vaikuta siihen. Näin ollen tämä suhdeluku mahdollistaa eri pääomarakenteilla toimivien yritysten kannattavuuden vertailun. Datastream määrittelee liikevoiton (*earnings before interest and taxes*) yrityksen tulokseksi ennen veroja ja korkojen maksuja.

$$X_4 = \frac{\text{oman pääoman markkina} - \text{arvo}}{\text{vieras pääoma}}$$

X_4 -muuttuja kuvastaa, kuinka yrityksen oma pääoma arvostetaan suhteessa vieraaseen pääomaan. Mitä korkeampi luku, sitä epätodennäköisempi on konkurssi. Datastream määrittelee oman pääoman markkina-arvon (*market value*) yhtiön liikkelle laskettujen osakkeiden lukumäärän ja osakkeiden hinnan tuloksi. Datastream päivittää arvon aina, kun liikkeeseen on laskettu esimerkiksi uusia osakkeita. Datastream määrittelee vieraan pääoman (*total liabilities*) niin, että se sisältää kaikki yrityksen lyhyen- ja pitkän aikavälin rahalliset velvoitteet.

$$X_5 = \frac{\text{liikevaihto}}{\text{taseen vastaavat}}$$

X_5 -muuttuja kuvastaa yrityksen tehokkuutta. Mitä korkeampi suhdeluku on, sitä enemmän yritys pystyy tuottamaan liikevaihtoa taseeseen sitoutuneille varoilleen.

Altmanin (1971, 63) mukaan tämä suhdeluku ei yksinään ollut tilastollisesti merkitsevä konkurssin ennustamisessa. Kuitenkin yhdessä muiden suhdelukujen kanssa se paransi Z-luvun ennustamiskykyä. Datastream määrittelee liikevaihdon (*net sales, revenues*), niin, että se sisältää myyntitulot vähennettynä alennuksilla ja palautuksilla.

Muuttujien $X_1 - X_4$ painot ovat pieniä, koska näiden laskennassa Altman käytti prosentuaalisia arvoja. X_5 -luvussa puolestaan ei tule käyttää prosentuaalista arvoa. Esimerkiksi jos tämä luku olisi 200 %, tulee käyttää arvoa 2. Myös tässä tutkielmassa noudatetaan tätä menettelyä, jotta Z-luvut eivät muodostu virheellisesti.

Muuttujien $X_1 - X_5$ painot ovat positiiviset, joten Z-luku muodostuu sitä suuremmaksi, mitä korkeampia arvoja muuttujat $X_1 - X_5$ saavat. Tästä johtuen korkeammat arvot tarkoittavat pienempää riskiä mennä konkurssiin. Altmanin mukaan, kun Z-luku saa yli 2,99 arvoja, yritys ei ole vaarassa mennä konkurssiin. Yritykset, joilla luku on puolestaan alle 1,81 ovat suuressa vaarassa. Näiden lukujen välillä on puolestaan ”harmaa alue”, jolla yritys saattaa mennä tai olla menemättä konkurssiin. (Altman 1971, 78.)

Altman käytti Z-lukua johtaessaan vastinparianalyysiä. Hän valitsi 33 konkurssiin mennyttä yritystä ja 33 yritystä, jotka eivät olleet menneet konkurssiin. Kaikki yritykset olivat valmistavan teollisuuden alalla toimivia. Keskimääräinen tasearvo konkurssiin menneillä yrityksillä oli 6,4 miljoonaa dollaria vaihteluvälin ollessa 0,7 miljoonan dollarin ja 25,9 miljoonan dollarin välillä. Vastinpareiksi Altman valitsi yrityksiä, joiden tase-arvot vaihtelivat samoissa puitteissa, miljoonan ja 25 miljoonan dollarin väliltä. (Altman 1971, 61.)

Altman testasi tutkimuksessaan Z-luvun konkurssin ennustamiskykyä. Tulokseksi hän sai, että Z-luku jaotteli konkurssiin menevät yritykset oikein 94 % ajasta, kun ajanjaksona oli 1 vuosi ennen konkurssia ja kyseessä oli alkuperäinen otos, josta Z-luku oli johdettu. Kun ajanjaksona oli 2 vuotta ennen konkurssia, Z-luku luokitteli konkurssiyritykset oikein 72 % ajasta. Kun ajanjaksoa pidennettiin kolmeen vuoteen ennen konkurssia, ennustamiskyky putosi 48 %:n tasolle. Altman toteaa, että Z-luku toimii konkurssin ennustamisessa kahden vuoden säteellä. (Altman 1971, 72.)

3.1.2 Ohlsonin O-luku

Ohlsonin O-luku kuvastaa konkurssin todennäköisyyttä samoin kuin Altmanin Z-lukukin. Erona Altmanin (1971) tutkimukseen, Ohlson (1980) käytti logit-analyysia muodostaessaan O-lukua. Lisäksi O-luku muodostuu yhdeksästä eri muuttujasta, kun taas Altmanin Z-luvussa on viisi eri muuttujaa. Ohlson (1980, 119) muodosti O-luvun kaavan 8 mukaisesti. Tässä tutkielmassa käytetään kaavan 8 mukaista tapaa laskea Ohlsonin O-luvut. Luvun tulkinnassa suurempi O-luvun arvo tarkoittaa suurempaa konkurssiriskiä.

$$(8) \quad O = -1,32 - 0,407X_1 + 6,03X_2 - 1,43X_3 + 0,0757X_4 - 1,72X_5 - 2,37X_6 - 1,83X_7 + 0,285X_8 - 0,521X_9, \text{ missä}$$

$$X_1 = \log\left(\frac{\textit{taseen vastaavat}}{\textit{hintaindeksi}}\right)$$

X_1 -muuttuja kuvastaa yrityksen kokoa suhteuttamalla taseen vastaavat hintaindeksiin. Muuttujan vaikutusta voi tulkita niin, että mitä suurempi yritys sitä pienempi O-luku ja konkurssin riski. Hintaindeksin avulla huomioidaan inflaation vaikutusta. Hintaindeksinä käytetään Datastream-palvelusta saatavaa Suomen kuluttajahintaindeksiä. Taseen vastaavat määritellään samoin, kuin edellä Altmanin Z-luvun yhteydessä.

$$X_2 = \frac{\textit{vieras pääoma}}{\textit{taseen vastaavat}}$$

X_2 -muuttuja kuvastaa yrityksen velkaantuneisuutta. Vieras pääoma määritellään samoin, kuin edellä Altmanin Z-luvun yhteydessä.

$$X_3 = \frac{\textit{käyttöpääoma}}{\textit{taseen vastaavat}}$$

X_3 -muuttuja kuvastaa yrityksen kykyä selviytyä taloudellisista velvoitteistaan suhteuttamalla likvidit varat varoihin yhteensä. Muuttuja vastaa Altmanin Z-luvussa olevaa.

$$X_4 = \frac{\textit{lyhytaikaiset velat}}{\textit{lyhytaikaiset varat}}$$

X_4 -muuttuja kuvastaa yrityksen lyhyen tähtäimen velkaantuneisuutta ja kykyä suoriutua taloudellisista velvoitteista. Toisin sanoen, mitä suurempi X_4 -muuttujan arvo, sitä huonompi maksuvalmius yrityksellä on. Datastream määrittelee lyhytaikaiset velat (*current liabilities*) siten, että ne ovat yrityksen velka- tai muita vastuuta, joiden voi olettaa toteutuvan vuoden sisällä. Datastream määrittelee lyhytaikaiset varat (*current assets*) niin, että ne sisältävät varat, joiden arvon realisoimisessa ei kestä vuotta pidempään.

$$X_5 = 1, \text{ jos velat ylittävät taseen vastaavat, muutoin } 0$$

X_5 -muuttuja on dummy-muuttuja, jonka arvona voi olla yksi tai nolla. Ohlsonin (1980, 119) mukaan X_5 -muuttujan lisääminen on tarpeellista, koska X_3 -muuttuja ei ole jatkuva. Lisäksi Ohlson (1980,119) toteaa, että oman pääoman menetyksessä yrityksen taloudellinen tilanne on erityisen huono, mikä tulee ottaa huomioon.

$$X_6 = \frac{\text{nettotulos}}{\text{taseen vastaavat}}$$

X_6 -muuttuja kuvastaa yrityksen tuloksentekokykyä. Mitä parempi tuloksentekokyky sitä pienempi riski yrityksellä on mennä konkurssiin. Datastream määrittelee nettotuloksen (*net income basic*) niin, että se on yrityksen nettotulos sen jälkeen, kun etuoikeutettujen osakkeiden osingot on vähennetty.

$$X_7 = \frac{\text{tulorahoitus}}{\text{kaikki velat yhteensä}}$$

X_7 -muuttuja kuvastaa sitä, miten hyvin yritys kykenee selviytymään veloistaan tulorahoituksella. Datastream määrittelee tulorahoituksen (*funds from operations*) niin, että se sisältää nettotuloksen sekä erät joita ei vastaa kassasta ulos maksu. Nettotulokseen lisätään muun muassa poistot sekä jaksotetut verot.

$$X_8 = 1, \text{ jos nettotulos on ollut negatiivinen kaksi viimeistä vuotta, muutoin } 0$$

X_8 -muuttuja kuvastaa yhtiön kannattavuutta hieman pidemmällä tähtäimellä. Tämä muuttuja on myös dummy-muuttuja ja voi saada arvon yksi tai nolla. X_8 -muuttuja huomioi sen, että perättäisinä vuosina negatiivista tulosta tehnyt yritys on heikommassa taloudellisessa kunnossa, kuin positiivista tulosta tehnyt yritys tai vain yhtenä vuotena negatiivista tulosta tehnyt yritys.

$$X_9 = \frac{\text{viimeisimmän tilikauden nettotulos} - \text{edellisen tilikauden nettotulos}}{|\text{viimeisimmän tilikauden nettotulos}| - |\text{edellisen tilikauden nettotulos}|}$$

X_9 -muuttuja kuvastaa nettotuloksen muutosta. Mitä suurempi positiivinen nettotuloksen muutos sitä pienempi konkurssiriski ja toisinpäin.

O = Ohlsonin O -luku

Ohlsonin O -luvun tulkinnassa olennaista on logistisen funktion käyttäminen. Logistinen funktio on kaavan 9 mukainen (Ohlson 1980, 118).

$$(9) \quad P = \frac{1}{1 + \exp(-Y_i)}$$

Kun kontekstina on konkurssin ennustaminen, P kuvastaa konkurssin todennäköisyyttä. \exp on eksponenttifunktio kaavassa 9. Y_i :n paikalle Ohlsonin konkurssiriskin mallissa tulee O -luku. Näin ollen kaavan 9 perusteella voidaan nähdä, että jos O -luku on suurempi, on myös todennäköisyys konkurssille suurempi.

Ohlson (1980, 109) käytti aineistoa vuosilta 1970 – 1976 muodostaessaan malliaan. Aineisto koostui 105:stä konkurssiin menneestä yrityksestä ja 2058:sta yrityksestä, jotka eivät olleet menneet konkurssiin. Ohlsonin käyttämä aineisto oli näin ollen suurempi kuin Altmanilla (1971). Ohlson (1980, 110) painotti, että erona useisiin aikaisempiin tutkimuksiin, hänen aineistossaan konkurssin ajankohta huomioitiin paremmin ennustamisessa. Näin sen vuoksi, että hän käytti 10-K dokumentteja ”Moody’s manual” -tietojen sijaan. Ohlsonin (1980, 126) mukaan O -luku antoi väärän ennusteen 12,4 %:lle konkurssiin menneistä yrityksistä. Niille yrityksille, jotka eivät olleet menneet konkurssiin O -luku antoi väärän ennusteen 17,5 %:lle.

3.1.3 Campbellin, Hilscherin ja Szilagyin malli

Campbell, Hilscher ja Szilagyi (2008, 2011) muodostivat konkurssin ennustamisen mallinsa hyödyntämällä logit-analyysiä. Erona aikaisempiin Ohlsonin (1980) ja Altmanin (1971) tutkimuksiin, Campbell ym. (2008) käyttivät sekä tilinpäätösinformaatiota että markkinainformaatiota muodostaessaan muuttujia. Campbell ym. (2008) kehittivät mallinsa Shumwayn (2001) konkurssin ennustamisen mallin pohjalta. Campbell ym. (2011)

päivittivät malliaan uudella aineistolla ja uusilla painoilla. Campbellin ym. (2008) käyttämä aineisto oli 2003 vuoteen saakka, kun taas Campbellin ym. (2011) aineisto oli 2008 vuoteen asti.

Erona Altmanin (1971) ja Ohlsonin (1980) aikaisempiin tutkimuksiin Campbell ym. (2008, 2011) määrittivät mallinsa laajemmin. He ennustivat yrityksen konkurssin lisäksi myös yrityksen vakavia taloudellisia vaikeuksia. Campbell ym. (2011, 3) käyttivät taloudellisten vaikeuksien määritelmänä pörssilistalta pois ottoa taloudellisten syiden vuoksi ja maksukyvyttömyysluokittelua luokituslaitoksilta. Campbell ym. (2011, 24) muodostivat mallinsa kaavan 10 mukaisesti. kaava 10:ssä käytetyt muuttujien painot on valittu mallista, joka ennustaa konkurssia tai taloudellisia vaikeuksia 12 kuukauden päähän. Tässä tutkielmassa käytetään kaavaa 10 CHS-mallin mukaisten konkurssiriskin lukujen laskemisessa.

$$(10) \quad C = -8,87 - 20,12 NIMTAAVG + 1,60 TLM TA - 2,27 CASH MT A - 7,88 EXRET AVG + 1,55 SIGMA - 0,005 RSIZE + 0,07 MB - 0,09 PRICE$$

Missä,

$$NIMTAAVG = \frac{1-\theta^3}{1-\theta^{12}} (NIMTA_{t-1,t-3} + \dots + \theta^9 NIMTA_{t-10,t-12})$$

$$NIMTA_{it} = \frac{\text{nettotulos}}{\text{oman pääoman markkina} - \text{arvo} + \text{vieras pääoma}}$$

$$\theta = 2^{-\frac{1}{3}}$$

$NIMTA_{it}$ kuvastaa yrityksen kannattavuutta eri kvartaaleilla. θ -vakio kuvastaa painotuksia, joita eri kvartaalit saavat $NIMTAAVG$ -muuttujassa. Campbell ym. (2011, 4) perustelevat $NIMTAAVG$ -muuttujan muodostamistapaa sillä, että korkean konkurssiriskin yritykset ovat usein tappiollisia useammalla kvartaalilla. Lisäksi viimeaikaiset kvartaalit ovat merkityksellisimmät, jonka vuoksi painot ovat suuremmat niille. Campbellin ym. (2011, 4) mukaan oman pääoman markkina-arvon käyttö jakajana on perusteltua, koska näin huomioituu paremmin esimerkiksi aineettomien hyödykkeiden ja kasvumahdollisuuksien arvo. Nettotuloksen, vieraan pääoman ja oman pääoman markkina-arvon osalta käytetään edellä esiteltyjä Datastreamin määritelmiä.

$$TLMTA = \frac{\textit{vieras pääoma}}{\textit{oman pääoman markkina} - \textit{arvo} + \textit{vieras pääoma}}$$

TLMTA-muuttuja kuvastaa yrityksen velkaisuutta. Samoin kuin NIMTAAVG-muuttujassa jakajana on oman pääoman kirja-arvon sijaan markkina-arvo. Käyttämällä markkina-arvoa yrityksen mahdollinen kyky hankkia rahoitusta huomioituu paremmin. (Campbell ym. 2011, 4.)

$$CASHMTA = \frac{\textit{käteinen ja lyhytaikaiset sijoitukset}}{\textit{oman pääoman markkina} - \textit{arvo} + \textit{vieras pääoma}}$$

CASHMTA-muuttuja kuvastaa lyhyen tähtäimen likviditeettiä. Jos yrityksellä ei ole käteistä eikä mahdollisuutta lisärahoitukseen, yritys voi ajautua ajautuu maksukyvyttömyyteen riippumatta velkaisuuden tasosta (Campbell ym. 2011, 4). Datastreamin määritelmänä käteiselle ja lyhytaikaisille sijoituksille (*cash and short term liabilities*) on yksinkertaisesti käteisen ja lyhytaikaisten sijoitusten summa.

$$EXRETAVG = \frac{1-\theta}{\theta^{12}} (EXRET_{t-1} + \dots + \theta^{11} EXRET_{t-12}), \text{ missä}$$

$$EXRET = \log(1 + R_{it}) - \log(1 + R_{OMXH,t})$$

EXRET-muuttuja kuvastaa yrityksen kuukausituottoa yli OMX Helsinki osakeindeksin, eli tuottoeroa OMX Helsinki indeksin ja yrityksen tuoton välillä. Campbellin ym. mallissa käytettiin S&P 500 indeksia, mutta koska nyt tutkimuksen kohteena on Helsingin pörssi, niin S&P 500 indeksi korvataan OMX Helsinki indeksillä. EXRETAVG käyttää viimeisten 12 kuukauden tuottoerojen painotettua summaa. Painot on asetettu niin, että viimeisimmällä kuukaudella on suurin paino. Taustaoletuksena on, että yritykset, jotka ovat lähellä konkurssia tai taloudellisia vaikeuksia, tuottavat myös huonosti. (Campbell ym. 2011, 4.) Sekä yksittäisten osakkeiden tuoton että OMX Helsinki indeksin tuoton laskennassa käytetään Datastream palvelusta saatavaa tuottoindeksiä (*total return index*). Datastream määrittelee tuottoindeksin niin, että se kuvastaa teoreettista arvon nousua, kun otetaan huomioon osinkojen takaisin sijoitus. EXRETAVG-muuttujan arvon laskennassa käytetään kuukausittaisia tuottoindeksin arvoja. Tuottoindeksin perättäisten arvojen perusteella saadaan laskettua normaalituotto tietyllä ajanjaksolla kaavan 11 mukaisesti.

$$(11) \quad R_t = \frac{RI_t - RI_{t-1}}{RI_{t-1}}, \text{missä}$$

R_t = osakkeen tai indeksin normaalituotto ajanjaksolla t

RI_{t-1} = tuottoindeksin arvo ajankohtana $t-1$

RI_t = tuottoindeksin arvo ajankohtana t

Esimerkiksi, jos osakkeen tuottoindeksin arvo on ensimmäisen kuukauden lopussa 1000 ja sitä seuraavan kuukauden lopussa 1100, niin toteutunut tuotto näiden ajankohtien välillä on kaavan 11 mukaisesti 10 %. EXRET-muuttuja lasketaan osakkeen ja indeksin logaritmoitujen tuottojen välisenä erona. Sekä osakkeen i tuotto R_{it} että OMX Helsinki indeksin tuotto $R_{OMXH,t}$ lasketaan kaavan 11 mukaisesti. Kuukausittaiset tuottoerot lasketaan vuoden pituiselta ajanjaksolta 1.3.–28.2.

$$SIGMA = \left(252 * \frac{1}{N-1} \sum_{k \in \{t-1, t-2, t-3\}} r_{i,k}^2 \right)^{1/2}$$

SIGMA-muuttuja kuvastaa osakkeen keskihajontaa viimeisimmän 3 kuukauden aikana. Muuttuja on sisällytetty malliin, koska korkean konkurssiriskin yritysten osakkeilla keskihajonta on suurta (Campbell 2017, 4). SIGMA-muuttujan laskennassa tarvitaan tietoa osakkeen päivittäisistä tuotoista. Nämä tuotot hankitaan Datastream-palvelusta käyttämällä päivittäisiä tuottoindeksin arvoja. Päivätuotto osakkeelle i , eli r_i , lasketaan kaavan 11 perusteella. Keskihajonta lasketaan ajanjaksolla 1.12–28.2. Hintatiedot ovat saatavilla päivittäin, joten hintatietoihin perustuvat muuttujat voidaan laskea ajankohtaisempia tietoja käyttäen.

$$RSIZE = \log \left(\frac{\text{oman pääoman markkina} - \text{arvo}}{S \& P 500 \text{ markkina} - \text{arvo}} \right)$$

RSIZE-muuttuja ottaa huomioon yrityksen koon suhteuttamalla oman pääoman markkina-arvon S&P 500 indeksin markkina-arvoon. Muuttujan muodostamisen taustalla on se oletus, että pienemmillä yrityksillä on suurempia vaikeuksia turvata rahoitus (Campbell 2011, 4). Tässä tutkielmassa ei korvata S&P 500-indeksiä Helsingin OMX-indeksillä, koska kaavan 8 mukainen CHS-malli on estimoitu nimenomaan S&P 500-indeksiä

käyttämällä. Helsingin pörssin markkina-arvo on niin paljon pienempi verrattuna S&P 500 indeksiin, että kaavan 10 mukaisen CHS-mallin käyttökelpoisuus vaarantuisi.

$$MB = \frac{\text{oman pääoman markkina} - \text{arvo}}{BE_{\text{muokattu},i,t}}$$

$$BE_{\text{muokattu},i,t} = BE_{it} + 0,1(ME_{it} - BE_{it})$$

$BE_{\text{muokattu},1,t}$ -muuttuja kuvastaa oman pääoman kirja-arvoa, jota on korjattu kaavan $0,1(ME_{it} - BE_{it})$ mukaisesti. ME_{it} on oman pääoman markkina-arvo ja BE_{it} on oman pääoman kirja-arvo. MB-muuttuja voi huomioida korkean konkurssiriskin yritysten mahdollisen yliarvostuksen. Lisäksi MB-muuttuja voi toimia korjaavana tekijänä mallissa, sillä kolmessa muussa muuttujassa oman pääoman markkina-arvo on jakajassa. (Campbell 2011, 4.) Oman pääoman kirja-arvon laskennassa käytettiin Datastreamin tietoja taseen vastaavista sekä vieraasta pääomasta. Oman pääoman kirja-arvo laskettiin vähentämällä taseen vastaavista vieras pääoma.

$$PRICE = \log(\text{osakkeen hinta})$$

PRICE-muuttuja on lisätty malliin, koska yritykset, joiden hinta on erittäin pieni ovat usein taloudellisissa vaikeuksissa. Campbellin ym. (2011, 4) mukaan, jos hinta on yli 15 dollaria, tämä yhteys katoaa. Tämän vuoksi Campbell ym. (2011, 4) asettivat kaikki yli 15 dollarin yli olevat hinnat myös 15 dollarin tasolle. Tässä tutkielmassa osakkeiden hinnat ovat euroissa. Tästä syystä 15 dollarin tason sijaan käytetään yksinkertaisuuden vuoksi 15 euron tasoa. Datastream palvelun määritelmänä osakkeen hinnalle (price) on virallinen päätöshinta.

Campbell ym. (2011, 3) muodostivat konkurssiriskin tunnuslukunsa käyttämällä kuukausittaista aineistoa vuosilta 1963–2008. Campbellin ym. (2011, 3) keräämä aineisto oli Yhdysvaltain osakemarkkinoilta. Yhteensä aineistossa oli kuukausittaisia havaintoja 1 870 481 kappaletta. Näistä havainnoista konkurssiin tai taloudelliseen ahdinkoon kuuluvia oli 2 159 kappaletta. Campbellin ym. (2011, 8) mukaan mallin konkurssin ja taloudellisten vaikeuksien ennustamiskyky vuoden päähän oli 86,2 %. Toisin sanoen malli luokitteli oikein 86,2 %:a yrityksistä.

3.2 Aineisto

Tutkielman ajallisena rajauksena on ajanjakso 2007–2016. Konkurssiriskin tunnusluvut lasketaan aina vuosittain edellisen vuoden tilinpäätöstietojen perusteella. Eli tässä tutkielmassa käytetään vuosien 2006–2015 tilinpäätöstietoja. Konkurssiriskin mittoina käytetään Altmanin Z-lukua, Ohlsonin O-lukua ja CHS-mallia. Aikaisemmin esiteltiin kaavat 7, 8 ja 10, joiden mukaisesti konkurssiriskin tunnusluvut muodostetaan. Tunnuslukujen muodostamisessa käytetään Thomson Reutersin Datastream-tietokannan dataa.

Maantieteellisenä rajauksena tutkielmassa oli Helsingin pörssi. Aineisto sisälsi Nasdaq Helsinki -listan osakkeet. Aineistossa oli mukana myös Helsingin pörssin First North -listan osakkeet. Seuraavassa taulukossa 2 on ensimmäisellä rivillä esitetty Helsingin pörssiin listattujen yhtiöiden keskimääräinen lukumäärä ajanjaksolla 2007–2016. Luku sisältää ainoastaan yhtiöiden lukumäärän, eli siinä on huomioitu vain yksi osakesarja per yhtiö. Lisäksi luvusta on poistettu ulkomaiset yhtiöt. Tiedot Helsingin pörssiin listatuista yhtiöistä hankittiin käyttäen Kauppalehden historiatietohakua.⁵ Taulukon 2 toisella rivillä on esitetty rahoitus- ja vakuutusalan sekä kiinteistösijoittamiseen keskittyvien yhtiöiden keskimääräinen lukumäärä ajanjaksolla 2007–2016. Nämä yhtiöt rajattiin pois aineistosta johtuen liiketoiminnan erityispiirteistä. Esimerkiksi velkaisuuden tunnusluvut eivät olisi olleet vertailukelpoisia muihin yrityksiin nähden ja tästä johtuen myöskään konkurssiriskiä kuvaavat luvut eivät olisi olleet vertailukelpoisia. Taulukossa 2 kolmannella rivillä on kuvattu, kuinka monesta yrityksestä keskimäärin uupui konkurssiriskin laskennassa tarvittavia tietoja ajanjaksolla 2007–2016. Nähdään, että Altmanin Z-luku saatiin laskettua keskimäärin 111 yhtiölle ja tietoja uupui keskimäärin 6 yhtiön osalta vuosittain. CHS-mallin osalta tietoja uupui eniten, keskimäärin 9 yhtiön osalta. Yhtiöt, joilta uupui laskennassa tarvittavia tietoja, rajattiin pois aineistosta. Taulukon viimeinen rivi kuvaa kuinka monelle yhtiölle konkurssiriskin tunnusluku laskettiin rajausten ja puuttuvien tietojen jälkeen. Taulukon 2 perusteella voidaan tehdä johtopäätös, että otos on Helsingin pörssiä edustava, sillä puuttuvia tietoja on suhteellisen vähän. Rahoitus- ja vakuutusalan yritysten määrä ei myöskään ole niin merkittävä, että näiden yhtiöiden poisjättäminen pienentäisi otoskokoa merkittävästi.

⁵ Kauppalehti, <<https://www.kauppalehti.fi/5/i/porssi/porssikurssit/kurssihistoria.jsp>> Luettu 25.8.2015

Taulukko 2 Yhtiöiden keskimääräinen lukumäärä aineistossa ajanjaksolla 2007–2016.

	Altmanin Z-luku	Ohlsonin O-luku	CHS-malli
Nasdaq Helsinki ja First North	132	132	132
-rahoitus- ja vakuutusalan sekä			
asuntosijoittamiseen keskittyvät yhtiöt	15	15	15
-puuttuvat tiedot keskimäärin	6	3	9
Aineistossa yhtiöitä:	111	114	108

3.3 Portfolioiden muodostus

Portfolioiden muodostamissääntönä käytetään vastaavaa menetelmää kuin Campbellin ym. (2008, 2011) tutkimuksessa. Sijoitussääntö on seuraavanlainen:

1. Konkurssiriskin tunnuslukujen laskennat aineistossa oleville osakkeille helmikuun viimeisenä päivänä.
2. Osakkeiden järjestäminen konkurssiriskin tunnuslukujen perusteella.
3. Portfolioiden muodostaminen konkurssiriskin tunnuslukujen perusteella.
4. Kuukausituottojen laskenta portfolioille vuoden ajalta. Jokaiseen portfolion osakkeeseen sijoitetaan sama rahamäärä.
5. Portfolioiden uudelleen muodostaminen vuoden päästä, siirtyminen sijoitussäännön kohtaan 1.

Sijoitussäännön ensimmäinen askel on konkurssiriskin tunnuslukujen laskenta jokaiselle aineiston osakkeelle helmikuun viimeisenä päivänä. Laskennassa käytetään kaavoja 7, 8 ja 10. Oletuksena on, että sijoittajilla on saatavilla informaatio yrityksen taloudellisista luvuista kahden kuukauden kuluessa. Tämä oletus on sama kuin Campbellin ym. (2008) tutkimuksessa. Osassa yrityksiä kaikkia tietoja tunnuslukujen laskemiseen ei ollut saatavilla ja nämä rajattiin pois aineistosta. Lisäksi rahoitus- ja vakuutusalan yritykset on poistettu aineistosta. Rahoitusalan yritysten liiketoimintamalli poikkeaa niin paljon muista yrityksistä, että konkurssiriskin tunnusluvut eivät olisi vertailukelpoisia. Erityisesti tämä korostuisi velkaisuutta koskevissa muuttujissa. Samoin perustein myös kiinteistösijoittamiseen keskittyneet yhtiöt on rajattu aineistosta pois.

Toinen askel on osakkeiden järjestäminen konkurssiriskin mukaan. Kolmannessa askeleessa muodostetaan portfoliot konkurssiriskin tunnuslukujen suuruuden perusteella. Muodostetaan kuusi eri portfoliota konkurssiriskin perusteella. K11-portfolioon jaetaan 11 osaketta, joilla on suurin konkurssiriski. K12–22-portfolioon jaetaan 11 osaketta, jotka ovat K11-portfolion jälkeen suuririskisimpiä. Vastaavasti jaetaan M11-portfolioon 11 osaketta, joiden konkurssiriski on kaikista matalin. M12–22-portfolioon jaetaan 11 osaketta, jotka ovat M11-portfolion jälkeen kaikista matalariskisimpiä. Näiden edellä mainittujen portfolioiden lisäksi lasketaan K22-portfolio, johon sisältyy korkean konkurssiriskin portfolioiden yhdistelmä. Toisin sanoen K22-portfolio sisältää 22 osaketta, joilla on korkein konkurssiriski. Samalla tavoin muodostetaan M22-portfolio, johon kuuluu 22 osaketta, joilla on matalin konkurssiriski.

Tutkielmassa keskitytään konkurssiriskin tunnuslukujen jakaumien häntiin. Campbellin (2008, 2918) mukaan anomalian voi olettaa olevan jakaumien hännissä voimakkaampi. Keskeinen valinta on se, kuinka monta osaketta on portfolioissa. Portfolioon sisältyvien osakkeiden määräksi on valittu 11 kappaletta ja 22 kappaletta, koska nämä määrät ovat likimäärin 10 prosenttia- ja 20 prosenttia aineiston yrityksistä. Taulukon 1 perusteella nähdään, että aikaisemmissa konkurssiriskianomaliaa käsittelevissä tutkimuksissa on yleisesti käytetty kymmenyksiin ja viidesosiin jakoa. Yhteensä aineistossa olevia yrityksiä, joille oli saatavilla laskennassa vaadittavat tiedot, oli CHS-mallin osalta keskimäärin 108, kun lasketaan keskiarvo vuosien 2007 ja 2016 ajalta. Vastaava lukumäärä Ohlsonin O-luvun osalta oli 114 ja Altmanin Z-luvun osalta 111. Yksinkertaisuuden vuoksi eri portfolioihin valitaan jokaisena vuotena eri osakkeita 11 tai 22 kappaletta. Jokaista osaketta ostetaan portfolioihin saman suuruisella summalla.

Neljäs askel sijoitussäännössä on kuukausituottojen laskeminen vuoden ajalta portfolioille. Jokaista osaketta pidetään portfolioissa vuoden ajan ja kuukausituotot lasketaan jokaisen kuukauden lopussa. Kuukausituotot lasketaan Datastream-tietokannan tarjoaman kuukausittaisen tuottoindeksin perusteella, jossa on huomioitu osingot. Kuukausituotto lasketaan kaavan 11 mukaisesti. Tuottojen laskennassa huomioidaan tapahtuneet konkurssit ja listalta pois otot. Tässä noudatetaan samaa menetelmää kuin Campbellin ym. (2008) tutkimuksessa. Konkurssiin menneiden yritysten viimeisenä kuukausituottona on

Datastreamin tieto. Listalta poistuneessa tai konkurssiin menneessä osakkeessa oleva rahausumma sijoitetaan tämän jälkeen muihin portfolion osakkeisiin tasamäärin. Näin vältetään siltä, että osa portfoliosta olisi käteisenä.

Viides askel sijoitussäännössä on portfolioiden uudelleen muodostaminen, kun aikaa on kulunut vuosi. Tämä suoritetaan jälleen helmikuun viimeisenä päivänä. Siirrytään sijoitussäännön askeleeseen 1.

3.4 Nollakustannusstrategian mukaiset portfoliot

Nollakustannusstrategia (*zero cost strategy*, *zero investment strategy*) on sijoitusstrategia, jossa hyödynnetään arvopapereiden ostamista ja lyhyeksi myymistä samaan aikaan. Lyhyeksi myytävät ja ostettavat arvopaperit määritellään jonkin sijoitussäännön mukaan. Tässä tutkielmassa sijoitussääntönä on konkurssiriskin tunnusluvun perusteella tapahtuva portfolioihin jako. Kun tämän sijoitusstrategian historiallisia tuottoja tulkitaan, saattaa mahdollinen positiivinen epänormaali tuotto merkitä tehokkaiden markkinoiden hypoteesin vastaista tulosta. ”Nollakustannus”-nimi juontuu siitä, että lyhyeksi myytävien osakkeiden tuotoilla voidaan kustantaa osakkeiden ostot. Tämä ”nollakustannus” vaatii oletukseksi täydelliset markkinat, joilla lyhyeksi myymiselle ei ole rajoitteita. (Gordon 2000, 255.)

Gordon (2000, 256) kuvaa nollakustannusstrategian tuoton kaavan 12 mukaisesti.

$$(12) \quad LMS_t = r_{Lt} - r_{St}, \text{ missä}$$

LMS_t = nollakustannusstrategian tuotto

r_{Lt} = ostetun position (long) tuotto

r_{St} = lyhyeksi myydyn position (short) tuotto

Aiemmissa konkurssiriskianomaliaa koskevissa tutkimuksissa (mm. Dichev 1998, Gao ym. 2016, Friewald ym. 2014 ja Campbell ym. 2008) hyödynnettiin nollakustannusstrategiaa tutkittaessa, onko konkurssiriskianomaliaa havaittavissa. Myös tässä tutkielmassa muodostetaan nollakustannusstrategian mukaiset portfoliot. Portfoliot muodostetaan

myymällä lyhyeksi korkean konkurssiriskin osakkeita ja ostamalla vastaavalla summalla matalan konkurssiriskin osakkeita. LS11-portfoliossa myydään lyhyeksi 11 suurimman konkurssiriskin osaketta ja ostetaan 11 matalimman konkurssiriskin osaketta. LS22-portfoliossa myydään puolestaan lyhyeksi 22 konkurssiriskisintä osaketta ja ostetaan 22 matalan konkurssiriskin osaketta. LS11-portfolion tuotto on kaavan 13 mukainen ja LS22-portfolion tuotto kaavan 14 mukainen.

$$(13) \quad LS11 \text{ tuotto} = \log(1 + (M11 \text{ tuotto})) - \log(1 + (K11 \text{ tuotto}))$$

$$(14) \quad LS22 \text{ tuotto} = \log(1 + (M22 \text{ tuotto})) - \log(1 + (K22 \text{ tuotto}))$$

Kuukausituotoille tehdään log-transformaatio. Log-transformaation etuja on useita. Yksi etu on, että log-tuottojen yhteenlasku on yksinkertaisempaa (Ruppert 2006, 77). Mooren ja Mccaben (2006, 145) mukaan log-transformaation avulla voidaan jakaumasta saada enemmän normaalijakaumaa muistuttava. Log-transformaatio tehdään kaavan 11 mukaan (Ruppert 2006, 76).

$$(15) \quad r_t = \log(1 + R_t), \text{ missä}$$

r_t = logaritmoitu portfolion kuukausituotto

log = luonnollinen logaritmi

R_t = portfolion normaali kuukausituotto ennen logaritmoitua

Mikäli LS11- tai LS22-portfolion tuotto eroaa tilastollisesti merkitsevästi nolasta, olisi se vastoin tehokkaiden markkinoiden hypoteesia. Tässä tutkielmassa tämän mahdollisen eron tilastollisen merkitsevyyden testaamiseen käytetään t-testiä.

3.5 Hypoteesien tilastollinen testaaminen

Aiemmissa konkurssiriskianomaliaa käsittelevissä tutkimuksissa tilastollisessa testaamisessa on käytetty t-testiä (mm. Campbell ym., Griffin & Lemmon ja Dichev). Myös tässä tutkielmassa tilastollinen testaaminen tehdään t-testin avulla (kutsutaan myös Studentin

t-testiksi). T-testi on tilastollinen testi, jossa t-arvo noudattaa t-jakaumaa. T-arvon laskennassa oletuksena on, että on otettu satunnaisotos kooltaan n , populaatiosta, joka noudattaa normaalijakaumaa $N(\mu, \sigma)$ keskiarvolla μ ja keskihajonnalla σ . Tällöin t-arvo lasketaan seuraavan kaavan 16 mukaisesti. (Moore & McCabe 2006, 451.)

$$(16) \quad t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$$

Missä t on t-arvo, \bar{X} on otoksen keskiarvo, s on otoksen keskihajonta, n on otoksen koko ja μ_0 on nollahypoteesin mukainen arvo. T-arvo noudattaa t-jakaumaa vapausasteilla $n-1$. T-jakaumalla on paksummat hännät kuin normaalijakaumalla, johtuen otoksen keskihajonnan s satunnaisuudesta. Kun otoskoko n kasvaa, t-jakauma lähestyy normaalijakaumaa. (Moore & McCabe 2006, 451.)

T-testissä oletuksena on populaation normaalijakauma. Tämän vuoksi testi on täysin tarkka vain, kun populaatio noudattaa normaalijakaumaa. Kuitenkin, vaikka populaation jakauma poikkeaisi normaalijakaumasta, voi t-testi olla käyttökelpoinen. Suurempi otoskoko nimittäin parantaa p-arvojen luotettavuutta. Tämä perustuu kahteen seikkaan. Ensinnä keskeisen raja-arvolauseen pohjalta otoksen keskiarvon \bar{X} jakauma lähenee otoskoon kasvaessa normaalijakaumaa. Toiseksi otoksen keskihajonta s lähenee populaation keskihajontaa σ , kun otoskoko n kasvaa. (Moore & McCabe 2006, 463.)

Mooren ja McCaben (2006, 463) mukaan t-testiä voi käyttää, vaikka jakauma olisi selvästi vinoutunut. Suuntaa-antavana ohjeena he antavat, että otoskoko n tulisi olla suurempi tai vähintään yhtä suuri kuin 40.

Tilastollista merkitsevyyttä tarkastellaan p-arvon avulla. P-arvo on todennäköisyys sille, että nollahypoteesin voimassa ollessa saataisiin yhtä suuri ero tuloksessa. Tässä tutkielmassa nollahypoteesina on, että markkinat ovat tehokkaat eikä nollakustannusstrategian avulla voi saavuttaa positiivista epänormaalia tuottoa. Nollahypoteesin mukainen arvo LS11- ja LS22 portfolioiden tuotoille on siis nolla. Mikäli nollakustannusstrategian tuotto eroaa riittävän paljon nolasta, voi se olla tilastollisesti merkitsevä. Tilastollisen merkitsevyyden rajana käytetään tässä tutkielmassa p-arvoa 0,05.

4 TUTKIELMAN EMPIIRISEN OSION TULOKSET

Edellä tässä tutkielmassa esiteltiin, kuinka korkean- ja matalan konkurssiriskin portfoliot muodostettiin. Samoin esiteltiin nollakustannusstrategian mukaisten portfolioiden muodostamistapa. Seuraavaksi esitellään portfolioita kuvaavia lukuja. Tämän jälkeen esitellään konkurssiriskin perusteella muodostettujen portfolioiden tuotot ajanjaksolla 1.3.2007–28.2.2017. Lisäksi esitellään nollakustannusstrategian mukaisten portfolioiden tuotot ja esitellään t-testin tulokset. Tämän jälkeen tutkitaan, mikä on kaupankäyntikulujen vaikutus ja tehdään t-testi nollakustannusstrategian tuotoille kaupankäyntikulujen jälkeen. Lisäksi selvitetään, toteutuuko yhden mahdollisesti konkurssiriskianomaliaa selittävän teorian ennustus siitä, että korkean konkurssiriskin portfolioiden tuottojakaumat ovat positiivisesti vinoutuneet.

4.1 Portfolioiden kuvailu

Seuraavassa taulukossa 3 on esitelty kuvaavia lukuja konkurssiriskin tunnuslukujen perusteella laadituista portfolioista. Taulukossa 3 on esitetty minimi, maksimi, keskiarvo ja mediaani markkina-arvolle, P/B-luvulle sekä konkurssiriskin tunnusluvuille. Mediaani on mukana sen vuoksi, että erittäin korkeat (tai matalat) yritysten arvot voivat vaikuttaa keskiarvoon huomattavasti. Markkina-arvon luvut ovat miljoonissa. Taulukossa 3 lyhenne Ka on keskiarvo, Med on mediaani, Min on minimi-arvo ja Max on maksimi-arvo. P/B-luku (price to book ratio) on laskettu käyttäen Datastreamin tarjoamaa ”market to book”-suhdelukua. Datastreamin määritelmänä on oman pääoman markkina-arvo jaettuna oman pääoman kirja-arvolla. Datastreamista saatiin myös markkina-arvojen tiedot. Markkina-arvon määritelmänä oli osakkeen hinta kerrottuna liikkeelle laskettujen osakkeiden määrällä. Huomioitavaa taulukon 3 tulkinnassa on se, että taulukossa olevat luvut on laskettu keskiarvoina ajanjaksolta 2007–2016. Ensiksi on laskettu vuoden alussa vuotuiset keskiarvot eri luvuille ja tämän jälkeen on laskettu keskiarvo koko ajanjaksolle. Puuttuvat tiedot on jätetty pois keskiarvojen laskennassa.

Taulukko 3 Portfolioita kuvaavat keskimääräiset luvut ajanjaksolla 2007–2016.

Altmanin Z-luvun perusteella muodostetut portfoliot												
	Z-luku				Markkina-arvo				P/B-luku			
	Ka	Med	Min	Max	Ka	Med	Min	Max	Ka	Med	Min	Max
K11	-0,52	0,394	-4,95	1,022	141,8	31	3,561	806,3	4,254	1,125	-11	44,05
K12-22	1,371	1,378	1,105	1,605	440,7	131,5	8,33	2391	1,233	0,988	0,262	3,217
M11	9,296	7,654	5,855	21,89	634,7	278,7	37,25	3007	4,467	4,058	1,529	8,744
M12-22	4,983	4,994	5,68	4,346	2785	205,2	24,06	25587	3,13	2,731	0,983	7,273

Ohlsonin O-luvun perusteella muodostetut portfoliot												
	O-luku				Markkina-arvo				P/B-luku			
	Ka	Med	Min	Max	Ka	Med	Min	Max	Ka	Med	Min	Max
K11	0,439	-0,52	-1,76	7,817	28,81	14,72	1,972	111,2	4,9	1,845	-11,8	43,15
K12-22	-2,5	-2,53	-2,99	-1,92	61,41	34,35	8,027	215,8	2,036	1,557	0,236	6,175
M11	-6,88	-6,69	-8,71	-6,21	4580	967,1	67,08	36532	2,525	1,975	0,751	6,83
M12-22	-5,82	-5,8	-6,21	-5,48	3134	924,6	56,52	18013	2,563	1,988	0,758	6,872

CHS-mallin perusteella muodostetut portfoliot												
	C-luku				Markkina-arvo				P/B-luku			
	Ka	Med	Min	Max	Ka	Med	Min	Max	Ka	Med	Min	Max
K11	-4,91	-5,31	-6,37	-1,24	88,95	15,79	2,125	545,8	0,831	1,018	-10,4	7,808
K12-22	-6,87	-6,91	-7,17	-6,5	311,7	44,25	8,431	1735	4,443	1,21	-0,32	37,64
M11	-9,1	-8,83	-11,4	-8,66	1672	357,2	21,57	8910	2,698	2,116	0,775	6,601
M12-22	-8,51	-8,5	-8,64	-8,4	1784	382,4	35,99	12718	3,339	3,049	1,051	8,011

Taulukosta 3 nähdään konkurssiriskiä kuvaavat tunnusluvut. Esimerkiksi nähdään, että Altmanin Z-luvun perusteella muodostetun K11-portfolion mediaaniarvo Z-luvulle on 0,394. Altmanin (1971) mukaan yritykset, joilla Z-luku on alle 1,81 ovat jo vaarassa mennä konkurssiin. Altmanin mukaan yritykset, joiden Z-luku on yli 2,99 eivät puolestaan ole vaarassa. K11-portfolio siis sisältää Z-luvun tulkinnan mukaisesti korkean konkurssiriskin yrityksiä. Myös Altmanin Z-luvun perusteella muodostettu K12–22 -portfolio sisältää korkean konkurssiriskin osakkeita, sillä korkein Z-luvun arvo oli 1,6 ja tämä on vielä alle 1,81:n rajan. Taulukosta 3 nähdään, että Altmanin Z-luvun perusteella muodostettujen matalan konkurssiriskin portfolioiden Z-luvut ovat selvästi yli 2,99 rajan.

Ohlsonin O-lukujen osalta konkurssiriskin tulkinnassa käytetään logistista funktiota. Käyttämällä aikaisemmin esiteltyä logistisen funktion kaavaa 9 ja asettamalla O-luku yhtälöön, voidaan laskea O-lukuja vastaavat konkurssin todennäköisyydet. Taulukon 3 perusteella nähdään, että esimerkiksi Ohlsonin O-luvun perusteella muodostetun K11-port-

folion O-luvun mediaani on -0,52. Laskemalla kaavan 9 avulla konkurssin todennäköisyydeksi saadaan 37,3 %. Jos puolestaan käytetään M11 portfolion mediaaniarvoa -6,69 konkurssin todennäköisyydeksi saadaan 0,12 %.

CHS-mallin osalta pätee samanlainen konkurssiriskin tunnusluvun tulkinta kuin O-luvun osalta. Käyttämällä logistista funktiota 9 ja sijoittamalla C-luku yhtälöön, voidaan laskea konkurssin todennäköisyys. CHS-mallin mukaisen K11-portfolion mediaaniarvo oli -5,31. Konkurssiriskin todennäköisyys mediaanin mukaisella arvolla olisi 0,49 %. Toisaalta K11-portfolion C-luvun maksimiarvo on huomattavasti mediaania korkeampi ollen -1,24. Laskettaessa tällä luvulla konkurssin todennäköisyys tulokseksi saadaan 22,4 %:n riski konkurssille. Huomioitava CHS-mallin tulkinnassa on se, että se antaa kauttaaltaan huomattavasti pienemmät riskit konkurssille kuin mitä Ohlsonin O-luku. Lukujen tulkitsemisessa on myös huomioitava, että kaikki luvut taulukossa 3 on laskettu keskiarvoina ajanjaksolta 2007–2016. Todellisuudessa joinakin vuosina konkurssiriskin tunnusluvut olisivat huomattavasti korkeampia kauttaaltaan ja matalampia toisina. Taulukko 3:n perusteella näkee kuitenkin hyvin keskimääräiset erot eri portfolioiden välillä.

Taulukon 3:n perusteella nähdään, että korkean konkurssiriskin portfolioit sisältävät markkina-arvoltaan erittäin pieniä yhtiöitä. Esimerkiksi Ohlsonin O-luvun perusteella muodostetun K11-portfolion markkina-arvon mediaani on 14,72 miljoonaa euroa. Toisaalta taas nähdään, että matalan konkurssiriskin portfolioit sisältävät huomattavasti suurempia yrityksiä. Esimerkiksi Ohlsonin O-luvun perusteella laaditun M11-portfolion markkina-arvon mediaani on 967,1 miljoonaa euroa.

Taulukon 3 perusteella nähdään, että korkean konkurssiriskin portfolioiden P/B-lukujen mediaanit ovat suuremmat matalan konkurssiriskin yrityksille. Tämä ero on suurin CHS-mallia käytettäessä. Ohlsonin O-lukua käytettäessä ero ei ole puolestaan kovinkaan iso. Nähdään myös, että korkean konkurssiriskin portfolioissa P/B-luvuissa on suurta hajontaa. Tämä tulos vastaa Campbellin ym. (2008, 2909) tutkimuksen havaintoa. Esimerkiksi K11-portfoliot sisältävät yrityksiä, joiden oma pääoma on negatiivinen, mistä johtuen P/B-luvut voivat olla negatiivisia. Toisaalta K11-portfoliot sisältävät myös yrityksiä, joilla on korkeahko P/B-luku.

4.2 Portfolioiden tuotot

Seuraava taulukko 4 kuvastaa konkurssiriskin tunnuslukujen avulla laadittujen portfolioiden keskimääräisiä tuottoja ajanjaksolla 1.3.2007–28.2.2017. Yhteensä tuottojen kuukausihavaintoja on 120 kappaletta ja ensimmäisenä havaintokuukautena on 2007 vuoden maaliskuu. Viimeisenä kuukautena on puolestaan 2017 vuoden helmikuu. Taulukossa 4 kuukausituotot on muutettu logaritmimuotoon kaavan 15 mukaisesti ennen kuin portfolioiden tuottoja ja ominaisuuksia kuvaavat luvut on laskettu. Taulukossa 4 lyhenteet kk. ja vuot. tarkoittavat kuukausittaista ja vuotuista. Lyhenne kh tarkoittaa keskihajontaa. Taulukon tuotot, keskihajonnat on laskettu ajanjakson 1.3.2007–28.2.2017 keskiarvoina. Viinous- ja huipukkuus luvut kuvastavat kuukausituottojen jakauman piirteitä.

Taulukossa 4 on kuvattu riveillä ryhmiteltyinä Altmanin Z-luvun, Ohlsonin O-luvun ja CHS-mallin perusteella muodostettujen portfolioiden tuotot ja muut portfolioita kuvaavat luvut. Taulukon 2 sarakkeissa on kuvattu, mikä portfolio on kyseessä. K11 kuvastaa portfolioa, jossa on 11 osaketta, joilla on korkein konkurssiriski. K12–22 kuvastaa portfolioa, jossa on K11-portfolion jälkeen 11 suurimman konkurssiriskin osaketta. K22 kuvastaa portfolioa, jossa on 22 kaikista korkeimman konkurssiriskin osaketta. Toisin sanoen tämä on K11 ja K12–22 portfolioiden yhdistelmä. Vastaavalla tavalla M11, M12–22 ja M22 kuvaavat matalan konkurssiriskin portfolioita.

LS11 kuvastaa nollakustannusstrategian mukaista portfolioa, jossa on ostettu positio portfoliossa M11 ja lyhyeksi myydään portfolioa K11. LS11-portfoliot on laadittu kaavan 13 perusteella. LS22 kuvastaa nollakustannusstrategian mukaista portfolioa, jossa on ostettu positio portfoliosta M22 ja myydään lyhyeksi portfolioa K22. LS22-portfoliot on muodostettu kaavan 14 perusteella.

Tämän tutkielman tavoitteena on testata osakemarkkinoiden tehokkuutta. Hypoteesin testaamiseksi suoritettiin t-testi, jossa tutkittiin eroavatko nollakustannusstrategian mukaisen portfolioiden LS11 ja LS22 tuotot tilastollisesti merkitsevästi nolasta. Tämän testin tulokset esitettiin taulukossa 4. Nollahypoteesina on, että osakemarkkinat ovat tehokkaat, jolloin nollakustannusstrategialla ei pitäisi pystyä systemaattisiin epänormaaleihin tuottoihin. Jos siis nollakustannusstrategioiden tuotot eivät eroa tilastollisesti merkitsevästi

nollasta tehokkaiden markkinoiden hypoteesia ei hylätä. Jos tuotot eroavat tilastollisesti merkitsevästi nolasta, nollahypoteesi hylätään.

Taulukossa 4 olevat t-arvot on laskettu kaavan 16 mukaisesti. LS11 ja LS22 -portfolioiden t-arvo lasketaan jakamalla näiden portfolioiden kuukausittainen Sharpen luku otoskoon neliöjuurella. Näin sen vuoksi, että kaavassa 16 ($t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{s/\sqrt{n}}$), kaavan osa $\frac{\bar{X} - \mu_0}{s}$ on yhtä kuin kuukausittainen Sharpen luku, kun \bar{X} on nollakustannusstrategian kuukausituottojen keskiarvo, μ_0 on nollahypoteesin mukaisesti nolla ja s on nollakustannusstrategian kuukausituottojen keskihajonta. P-arvot on laskettu käyttämällä Oxmetrics ohjelmaa.

Taulukko 4 Portfolioiden tuotot ajanjaksolla 1.3.2007–28.2.2017.

	Korkea konkurssiriski				Matala konkurssiriski			
	K11	K12-22	K22	M11	M12-22	M22	LS11	LS22
Altmanin Z-luku								
kk.tuotto	0,56 %	-0,23 %	0,23 %	0,80 %	0,97 %	0,91 %	0,23 %	0,68 %
kk. kh.	9,41 %	6,56 %	7,28 %	4,92 %	5,81 %	5,07 %	7,97 %	5,30 %
vuot. tuotto	6,76 %	-2,77 %	2,79 %	9,55 %	11,65 %	10,95 %	2,79 %	8,16 %
vuot. kh.	32,61 %	22,73 %	25,20 %	17,03 %	20,11 %	17,55 %	27,61 %	18,37 %
Vinous	0,94	-0,16	0,61	-0,49	-0,34	-0,52	-0,81	-0,80
Huipukkuus	1,84	4,41	1,65	0,21	0,67	0,45	1,26	1,67
Ohlsonin O-luku								
kk.tuotto	-0,02 %	-0,01 %	0,04 %	1,03 %	0,76 %	0,91 %	1,05 %	0,87 %
kk. kh.	9,76 %	6,21 %	7,02 %	5,42 %	5,45 %	5,11 %	8,05 %	5,12 %
vuot. tuotto	-0,20 %	-0,15 %	0,45 %	12,40 %	9,10 %	10,86 %	12,60 %	10,41 %
vuot. kh.	33,81 %	21,52 %	24,31 %	18,79 %	18,90 %	17,70 %	27,88 %	17,74 %
Vinous	0,92	0,30	0,59	-0,42	-0,32	-0,43	-0,84	-0,83
Huipukkuus	2,21	1,28	1,36	1,05	1,62	1,27	1,62	1,09
CHS-malli								
kk.tuotto	-0,10 %	-0,54 %	-0,26 %	0,95 %	1,06 %	0,99 %	1,05 %	1,25 %*
kk. kh.	9,85 %	6,23 %	7,39 %	4,97 %	4,89 %	4,49 %	8,88 %	5,89 %
vuot. tuotto	-1,18 %	-6,42 %	-3,12 %	11,39 %	12,69 %	11,89 %	12,56 %	15,01 %
vuot. kh.	34,13 %	21,58 %	25,62 %	17,21 %	16,95 %	15,57 %	30,76 %	20,41 %
Vinous	1,00	0,27	0,72	-0,46	-0,36	-0,50	-1,13	-0,78
Huipukkuus	3,14	2,03	2,40	0,98	1,05	0,71	2,80	1,08

* tilastollisesti merkitsevä tasolla 0,05

	Z-luku	O-luku	CHS-malli
LS11 t- arvot	0,319	1,429	1,291
LS11 p-arvot	0,750	0,156	0,199
LS22 t-arvot	1,405	1,856	2,325
LS22 p-arvot	0,163	0,066	0,0218*

Taulukon 4 perusteella nähdään, että Altmanin Z-lukua käytettäessä korkean konkurssiriskin osakkeet tuottivat keskimäärin ajanjaksolla 1.3.2007–28.2.2017 huonommin kuin matalan konkurssiriskin osakkeet. K11-portfolion keskimääräinen kuukausituotto oli 0,56 %, kun taas M11-portfolion kuukausituotto oli 0,80 %. K12–22 ja M12–22 portfolioiden välillä tuottoero oli suurempi. K12–22-portfolion keskimääräinen kuukausituotto oli -0,23 %, kun taas M12–22-portfolion keskimääräinen kuukausituotto oli 0,97 %. K22-portfolion kuukausituottona oli 0,23 % ja M22-portfolion kuukausituottona oli 0,91 %. Tuottoerot eivät kuitenkaan olleet tilastollisesti merkitseviä. Nollakustannusstrategian mukainen LS11-portfolio tuotti keskimäärin kuukausituottona 0,23 %. P-arvo tälle tuottoerolle oli 0,750. LS22-portfolion keskimääräinen kuukausituotto oli puolestaan 0,68 % ja p-arvo 0,163. Tuottoerot eivät siis olleet tilastollisesti merkitseviä.

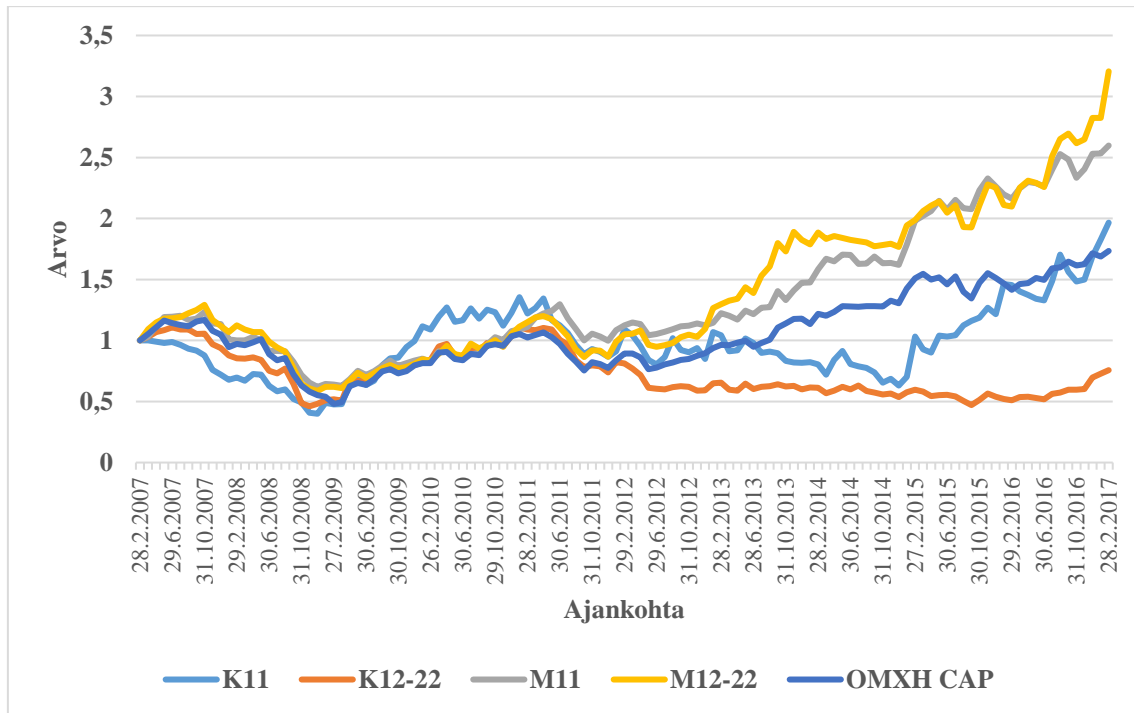
Huomioitavaa LS11- ja LS22 portfolioiden tuottojen tilastollisen merkitsevyyden vertailussa on se, että LS22 portfolio on huomattavasti paremmin hajautettu, mikä alentaa LS22 portfolioon keskihajontaa. Tämä puolestaan suurentaa t-arvoa ja kohottaa tilastollista merkitsevyyttä. Altmanin Z-luvun perusteella lasketussa LS11-portfoliossa kuukausituottojen keskihajonta oli 27,88 %, kun taas LS22-portfoliossa kuukausituottojen keskihajonta oli 18,37 %. Vastaava ilmiö on havaittavissa muissakin LS11- ja LS22 -portfolioissa.

Taulukon 4 perusteella nähdään, että Ohlsonin O-luvun avulla muodostetuissa portfolioissa korkean konkurssiriskin osakkeet tuottivat huonommin kuin matalan konkurssiriskin. Nähdään myös, että tuottoero oli suurempi kuin Altmanin Z-luvun avulla muodostetuissa portfolioissa. Ohlsonin O-lukua käytettäessä K11-portfolion kuukausituotto oli -0,02 % ja M11-portfolion kuukausituotto oli 1,03 %. K12–22-portfolion kuukausituotto oli -0,01 % ja M12–22-portfolion kuukausituotto oli 0,76. K22-portfolion kuukausituotto oli 0,04 % ja M22-portfolion 0,91 %. Nollakustannusstrategian mukaisten portfolioiden kuukausituotot olivat puolestaan LS11-portfoliolla 1,05 % ja LS22-portfoliolla 0,87 %. Vaikka tuottoerot ovat suuremmat, eivät ne ole kuitenkaan tilastollisesti merkitseviä 0,05 merkitsevyystasolla. P-arvot ovat kuitenkin suuremmat, LS11-portfolion p-arvo oli 0,156 ja LS22-portfolion p-arvo oli 0,066.

Taulukon 4 perusteella nähdään, että myös CHS-mallin avulla muodostetuissa portfolioissa korkean konkurssiriskin osakkeet tuottivat huonommin kuin matalan konkurssiriskin.

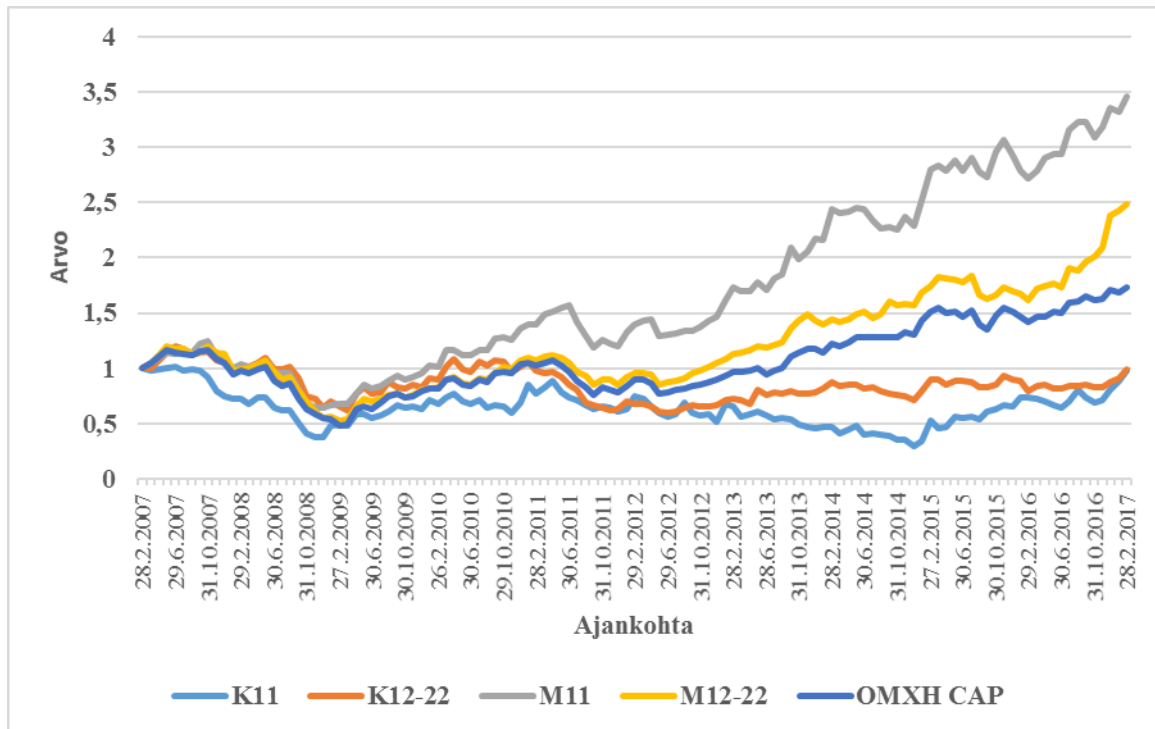
kin. K11-portfolion kuukausituotto oli -0,10 % ja M11-portfolion 0,95 %. K12–22-portfolion kuukausituotto oli -0,26 % ja M12–22-portfolion 1,06 %. K22-portfolion kuukausituotto oli -0,26 % ja M22-portfolion 0,99 %. LS11-portfolion kuukausituotto oli 1,05 % ja LS22-portfolion kuukausituotto oli 1,25 %. Nähdään, että Ohlsonin O-lukuun verrattaessa LS11-portfolioiden kuukausituotot olivat samaa tasoa, mutta LS22-portfolion tuotto oli korkeampi CHS-mallia käytettäessä. CHS-mallin avulla muodostetun LS22-portfolion kuukausituotto oli myös tilastollisesti merkitsevä 0,05 merkitsevyystasolla. LS22-portfolion kuukausituoton p-arvo oli 0,022.

Seuraavat kuviot 2, 3 ja 4 esittävät eri portfolioiden kumulatiivisia tuottoja ajanjaksolla 28.2.2007–28.2.2017. Nyt kuukausituotoille ei ole tehty logaritmointia, vaan kyseessä ovat normaalituotot, jotka on laskettu kaavan 11 mukaisesti. Kuvioissa 2, 3 ja 4 pystyakselilla on kuvattu portfolion arvoa ja vaaka-akselilla on aika, viiva piirtyy kuukausitasolla. Kuviossa 2 on esitetty Altmanin Z-luvun perusteella muodostettujen portfolioiden kuukausituotot. Vastaavalla tavalla kuviossa 3 on esitetty Ohlsonin O-luvun perusteella laadittujen portfolioiden kumuloituva tuotto. Samoin kuvio 4 esittää CHS-mallin perusteella laadittujen portfolioiden kumuloituvia tuottoja. Vertailun vuoksi kuvioissa on esitetty myös OMX Helsinki CAP -indeksin kumuloituvat kuukausituotot. Indeksien tuotot sisältävät osingot. OMX Helsinki CAP -indeksiä käytetään sen vuoksi, että Helsingin pörssissä muun muassa Nokialla on ollut niin suuri paino. Osin tästä syystä OMX Helsinki CAP -indeksin tuotto on ollut samalla ajanjaksolla hieman suurempi kuin OMX Helsinki -indeksin, jossa osakkeita on markkina-arvon mukaisella painolla. OMX Helsinki CAP -indeksissä yhden yhtiön painotus on rajattu korkeintaan 10 prosenttiin.



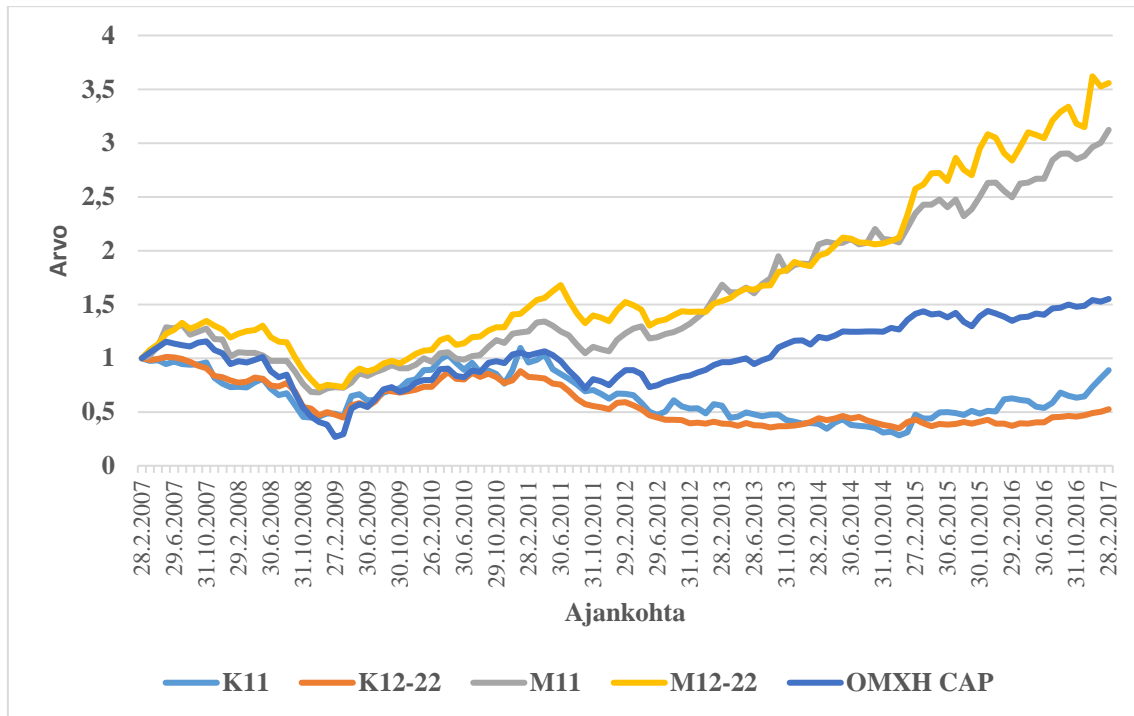
Kuvio 2 Altmanin Z-luvun perusteella muodostetut portfoliot ja kumuloituva tuotto.

Kuvion 2 perusteella nähdään, että Altmanin Z-luvun perusteella laaditut matalan konkurssiriskin portfoliot M11 ja M12–22 tuottivat ajanjaksolla 28.2.2007–28.2.2017 paremmin kuin vertailuindeksi. K11-portfolio tuotti hieman enemmän kuin vertailuindeksi. Kuvioista näkee myös selvästi K11-portfolion korkean arvon vaihtelun. Erityisen huonosti tuotti K12–22 portfolio, jonka kumuloituva tuotto oli negatiiviset 24 % ajanjaksolla 28.2.2007–28.2.2017.



Kuvio 3 Ohlsonin O-luvun perusteella muodostetut portfoliot ja kumuloituva tuotto.

Kuvion 3 perusteella nähdään, että Ohlsonin O-luvun perusteella muodostettujen matalan konkurssiriskin portfolioiden kumuloituvat tuotot ovat yli vertailuindeksin ajanjaksolla 28.2.2007–28.2.2017. Nähdään myös, että K11- ja K12–22-portfoliot tuottivat huonommin kuin vertailuindeksi ja matalan konkurssiriskin portfoliot. Erityisen silmiinpistävää kuviossa 3 verrattuna muihin portfolioihin on M11-portfolion erityisen suuri kumuloituva tuotto. Mikäli sijoittaja olisi sijoittanut yhden euron 28.2.2017, olisi se 28.2.2017 mennessä kasvanut 3,45 euron arvoon. Kuvioissa 2, 3 ja 4 ei ole tosin huomioitu kaupankäyntikustannusten vaikutusta, jotka pienentäisivät tuottoja.



Kuvio 4 CHS-mallin perusteella muodostetut portfoliot ja kumuloituva tuotto.

Kuvion 4 perusteella nähdään samoin kuin kuvioden 2 ja 3, että matalan konkurssiriskin portfoliot tuottivat paremmin kuin korkean ajanjaksolla 28.2.2007–28.2.2017. CHS-mallin perusteella muodostettujen portfolioiden osalta huomioitavaa on se, että nyt M12–22-portfolio tuotti parhaiten. Tuotto oli samaa suuruusluokkaa kuin Ohlsonin O-luvun perusteella muodostetun M11-portfolion. Kuvioista 4 nähdään, että CHS-mallin perusteella laadituista portfolioista huonoiten tuotti K12–22-portfolio. 28.2.2007–28.2.2017 ajanjaksolla kumuloitunut tuotto oli negatiiviset 47 %. Huomioitavaa eri konkurssiriskin mallien vertailussa on se, että portfoliot sisältävät paljon samoja osakkeita. Tästä syystä ei ole niin yllättävää, että myös tuotot ovat pitkälti samansuuntaisia.

4.3 Kaupankäyntikustannusten huomiointi

Sijoitusstrategian mukaisesta kaupankäynnistä syntyy kuluja, jotka heikentävät tuottoja. Aiemmissa konkurssiriskianomaliaa käsittelevissä tutkimuksissa kaupankäyntikulujen vaikutusta ei ole suoraan laskettu. Campbell ym. (2008) toteavat, että he minimoivat kau-

pankkyntikulut muodostamalla portfoliot vuosittain. Lisäksi he argumentoivat, että valitsemalla vain osakkeita, joiden kurssi on yli yhden dollarin, osto- ja myyntinoteerauksien ero minimoituu.

Seuraavaksi selvitetään, onko CHS-mallin mukaisen LS22-nollakustannusstrategian positiivinen epänormaali tuotto enää tilastollisesti merkitsevä, kun kaupankäyntikulut otetaan huomioon. Jegadeesh ja Titman (1993, 77) käyttivät tutkimuksessaan yhden suunnan kaupankäyntikustannuksina 0,5 prosenttia, kun osakkeita ostetaan tai myydään. Rinne ja Vähämaa (2011) tutkivat ”Dogs of the Dow” -nimisen sijoitusstrategian tuottoja Suomen osakemarkkinoilla. He käyttivät kaupankäyntikustannuksena yhtä prosenttia, kun sekä osto että myynti huomioidaan (Rinne & Vähämaa 2011, 463). Tässä tutkielmassa käytetään myös 0,5 prosentin yhden suunnan kaupankäyntikulua (1 % kun sekä osto että myynti huomioidaan). Rinne ja Vähämaa (2011, 463) toteavat käyttämänsä kaupankäyntikustannuksen olevan konservatiivinen. Tämän seikan vuoksi tässä tutkielmassa käytetään myös 0,2 prosentin yhden suunnan kaupankäyntikulua, joka vastaa paremmin tämän päivän hintatasoa. Esimerkiksi Nordnet-osakevälittäjän hinnastossa kaupankäyntipalkkio Suomessa on enintään 0,20 %. Minimipalkkio Nordnetillä on 0,06 %, jonka voi saavuttaa tekemällä yli 50 kauppaa edellisenä kuukautena (Nordnet hinnasto 2017).

Kaupankäyntikuluihin vaikuttaa portfolion osakkeiden vaihtuvuus. Keskimäärin LS22-portfolion osakkeiden vaihtuvuus oli 38,64 %. M22-portfolion vuotuinen vaihtuvuus oli keskimäärin 38,89 % ja K22-portfolion 38,38 %. Kun sekä myynti että osto otetaan huomioon, keskimääräinen vuotuinen kustannus on 0,78 %, kun käytetään 0,5 %:n yhden suunnan kaupankäyntikulua. Laskettaessa LS22-portfolion tuottoja kaupankäyntikustannusten jälkeen on käytetty vuotuista vaihtuvuutta, jolloin kustannukset ajoittuvat eri vuosille oikean määräisinä.

Kaupankäyntikuluja syntyy myös sellaisten osakkeiden osalta, joita ei vaihdeta portfolioista pois. Osakkeiden arvot ovat voineet vuoden aikana kasvaa tai laskea huomattavasti. Jotta päästään tasaiseen painotukseen eri osakkeiden välillä, tehdään uudelleenbalansointia eli ostetaan keskimääräistä enemmän arvossa laskeneita osakkeita lisää ja myydään keskimääräistä enemmän kohonneita osakkeita. Kustannuksia syntyy myös siitä, että irtaavat osingot sijoitetaan takaisin. Lisäksi osa portfolioiden yrityksistä poistui listalta tai

meni konkurssiin. Näissä tapauksissa käytettiin Datastreamin viimeistä tuoton kuukausitietoa, jonka jälkeen yhtiön osakkeet myytiin ja jäljelle jääneet varat sijoitettiin tasamäärin muihin portfolion osakkeisiin.

Uudelleenbalansointi, osinkojen takaisinsijoittaminen ja listalta poistuvat yhtiöt lisäävät kaupankäyntikuluja. Näistä selvästi suurimmat kulut aiheuttaa uudelleenbalansointi. Yksinkertaisuuden vuoksi kaupankäyntikulujen suuruusluokkaa arvioidaan portfolion tuoton vuotuisen keskihajonnan avulla. Keskihajonta kuvaa keskimääräistä poikkeamaa keskiarvosta, joten sitä voi hyödyntää. K22-portfolion keskihajonta oli 25,62 % ja keskimäärin 61,62 % osakkeista ei vaihtunut. Vaihtuvuutta lisääväksi vaikutukseksi arvioidaan 61,62 % kertaa 25,62 %. Vaihtuvuus kasvaa näin ollen 15,79%. Vastaavasti M22-portfolion keskihajonta oli 15,57 % ja keskimäärin 61,11 % osakkeista ei vaihtunut. Täten vaihtuvuutta lisäävää vaikutus on 15,57 % kertaa 61,11 % eli 9,51 %. Kokonaiskustannus saadaan kertomalla yhden suunnan kaupankäyntikululla. Käytettäessä 0,5 %:n kaupankäyntikulua M22-portfolion osalta vuotuiseseen prosentuaaliseen kaupankäyntikustannukseen lisätään 0,048 % ja K22-portfolioon lisätään 0,079 %.

LS22-portfoliossa syntyy kuluja myös lyhyeksi myynnistä. Osakelainauksen lainapremiona on keskimäärin Suomessa Hovin (2014, 16) mukaan noin 1 % per vuosi. Tässä tutkielmassa käytetään tätä 1 %:n lainapremiota ja 1:n kuukauden euriborkorkoa lyhyeksi myynnin lainakustannuksena.

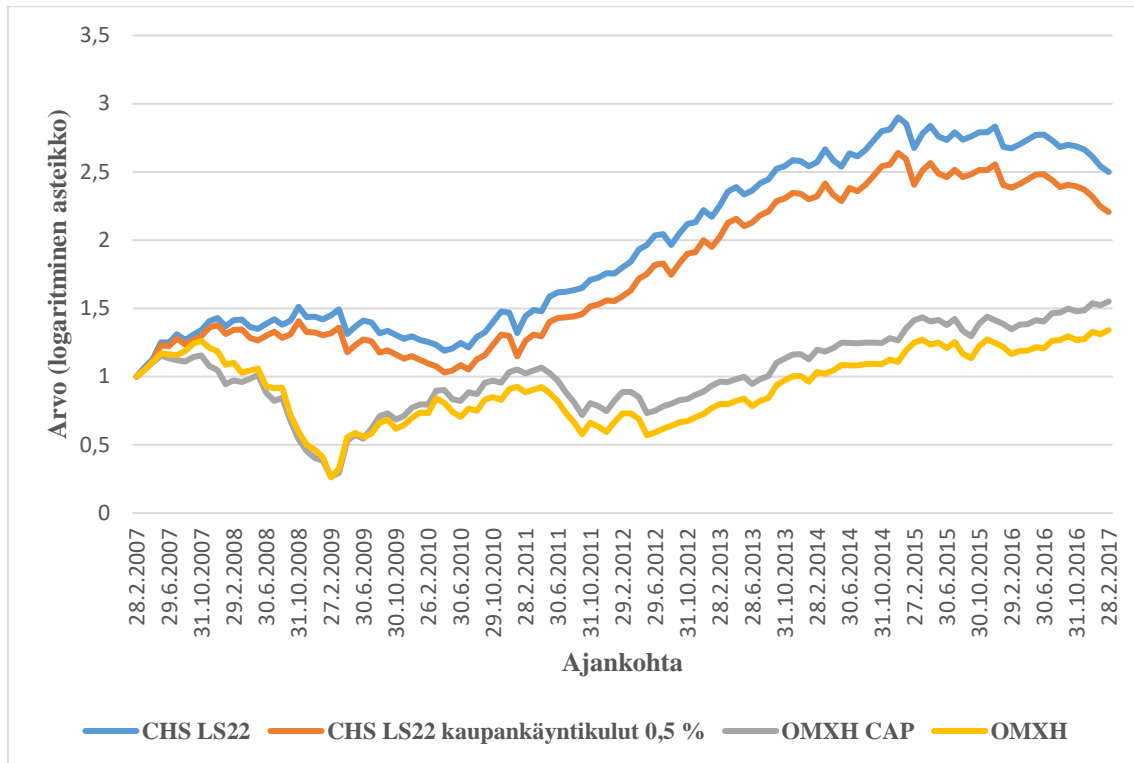
Taulukko 5 CHS-mallin perusteella laaditun LS22 -portfolion tuotot kaupankäyntikustannukset huomioiden.

	LS22 kk. tuotto	LS22 t-arvo	LS22 p-arvo
0,5 % kaupankäyntikulu	1,004 %	1,872	0,064
0,2 % kaupankäyntikulu	1,050 %	1,955	0,053

Taulukko 5:n perusteella voidaan tehdä havainto, että CHS-mallin mukaisen LS22-portfolion tuotto ei ole enää tilastollisesti merkitsevä merkitsevyystasolla 0,05, kun oletuksena on 0,5 %:n yhden suunnan kaupankäyntikulu. P-arvo on tällöin 0,064. Mikäli oletetaan, että sijoittajan yhden suunnan kaupankäyntikuluna on 0,2 %, on p-arvo alhaisempi, mutta vielä hieman yli 0,05:n rajan. P-arvo on 0,2 %:n kululla 0,053. Taulukko 5:ssä on käytetty lainakustannuksena 1:n kuukauden euriborkorkoa ja 1 %:n lainamarginaalia.

Taulukko 5:n perusteella voidaan myös nähdä, kuinka paljon kaupankäyntikustannukset heikentävät keskimääräistä kuukausituottoa. 0,5 %:n yhden suunnan kaupankäyntikulua käyttäen kuukausituotto oli 1,004 % ja 0,2 %:n kulua käyttäen keskimääräinen kuukausituotto oli 1,050 %. Ennen kaupankäyntikuluja keskimääräinen kuukausituotto oli puolestaan 1,251 %. Voidaan todeta, että kaupankäyntikulujen jälkeen nollakustannusstrategian mukaisen LS22-portfolion tuotto on edelleen huomattavan suuri. Keskimääräinen vuotuinen tuotto 0,5 %:n yhden suunnan kaupankäyntikululla olisi 12,05 %. Tuotto ei ole kuitenkaan enää tilastollisesti merkitsevä 0,05:n merkitsevyystasolla.

Seuraavassa kuviossa 5 esitetään CHS-mallin mukaisen nollakustannusstrategian kumuloituvat tuotot. Tuotot ovat logaritimuodossa. Vertailun vuoksi sekä OMX Helsinki -indeksi että OMX Helsinki CAP -indeksi on otettu kuvioon. OMX Helsinki -indeksi kuvastaa Helsingin pörssin kehitystä kokonaisuudessaan, niin että jokaista osaketta on markkina-arvon mukaisella painolla. Indeksien kuukausituotot sisältävät osingot ja tuotot on myös muutettu logaritmuotoon vertailun mahdollistamiseksi. Kuviossa 5, Y-akseli kuvastaa portfolion arvon kehitystä. Jos esimerkiksi 28.2.2007 on sijoitettu 1 € CHS-mallin mukaiseen LS22 nollakustannusstrategiaan (kaupankäyntikustannusten jälkeen) on se 28.2.2017 arvoltaan noin 2,2 €. Sininen viiva, CHS LS22, kuvastaa CHS-mallin mukaista nollakustannusstrategiaa ennen kaupankäyntikustannuksia. Ruskealla viivalla on puolestaan kuvattu kumuloituvaa tuottoa kaupankäyntikustannusten jälkeen. Keltaisella viivalla on kuvattu OMX Helsinki -indeksin kumuloituvaa tuottoa ja harmaalla viivalla on kuvattu OMX Helsinki CAP -indeksin kumuloituvaa tuottoa.



Kuvio 5 CHS-mallin mukaisen nollakustannusstrategian kumuloituva tuotto.

Kuviosta 5 nähdään, että nollakustannusstrategian kumuloituva tuotto oli parempi kuin indeksillä. Nähdään myös, että nollakustannusstrategia on tuottanut erityisen hyvin verrattuna indeksiin 30.4.2010–31.12.2014. Verrattain hyvin nollakustannusstrategia on tuottanut myös 2007 ja 2008. Erityisen huonosti verrattuna indeksiin nollakustannusstrategia on tuottanut vuonna 2016 ja vuoden 2017 alussa. Tuotto on ollut heikko myös vuosien 2009 ja 2010 taitteessa. Kuviosta 5 nähdään myös kaupankäyntikulujen vaikutus. Ilman kaupankäyntikuluja yhden sijoitetun euron arvo kasvaa 150 % 2,5 euroon. Kaupankäyntikulujen vaikutuksesta tämä kasvu on enää noin 120 % 2,2 euroon.

4.4 T-testin luotettavuus

Tilastollisen merkitsevyyden testaamiseen käytettiin t-testiä. Oletuksena t-testissä on, että populaatio josta otos otetaan, on normaalijakautunut. Lisäksi mahdollinen kuukausituottojen autokorrelaatio voi tehdä nollakustannusstrategian mukaisten portfolioiden Sharpen luvuista epätarkemmat ja myös t-testistä epätarkemman.

Seuraavassa taulukossa 6 on testattu mahdollista kuukausituottojen autokorrelaatiota Ljung-Box testin avulla. Testit on suoritettu Oxmetrics-ohjelmalla. Ljung-Box testi määritellään niin, että nollahypoteesina on aikasarjan havaintojen korreloimattomuus. Tällöin mahdollinen korrelaatio havaintojen välillä johtuu satunnaisuudesta. H1-hypoteesina on puolestaan se, että on havaittavissa korrelaatiota, jota ei voida selittää satunnaisuudella. Taulukossa 6 on tehty Ljung-Box testi neljällä eri viiveellä. Taulukossa 6 on testattu myös kuukausituottojen normaalijakauman oletusta. Oxmetrics-ohjelman käyttämä testi perustuu Doornikin ja Hansenin (2008) esittämään menetelmään. Nollahypoteesina testissä on, että jakauma on normaali.

Taulukko 6 Autokorrelaation- ja normaalijakauman testit.

	Altmanin O-luku		Ohlsonin O-luku		Campbellin ym. malli	
	LS11	LS22	LS11	LS22	LS11	LS22
Ljung box -testi						
1 viive	0,75 (0,39)	0,71 (0,40)	0,82 (0,36)	1,74 (0,19)	0,09 (0,77)	0,54 (0,46)
2 viivettä	5,22 (0,07)	2,87 (0,24)	3,67 (0,16)	5,39 (0,07)	4,03 (0,14)	4,20 (0,12)
3 viivettä	14,20 (0,003)**	10,54 (0,01)*	8,76 (0,03)*	10,18 (0,02)*	5,88 (0,12)	8,74 (0,03)*
4 viivettä	14,20 (0,007)**	11,20 (0,02)*	9,99 (0,04)*	11,49 (0,02)*	5,88 (0,21)	8,26 (0,08)
Normaalius -testi	11,91 (0,003)**	11,50 (0,003)**	12,29 (0,002)**	12,95 (0,002)**	19,55 (0,0001)***	11,29 (0,004)**

* tilastollisesti merkitsevä tasolla 0,05

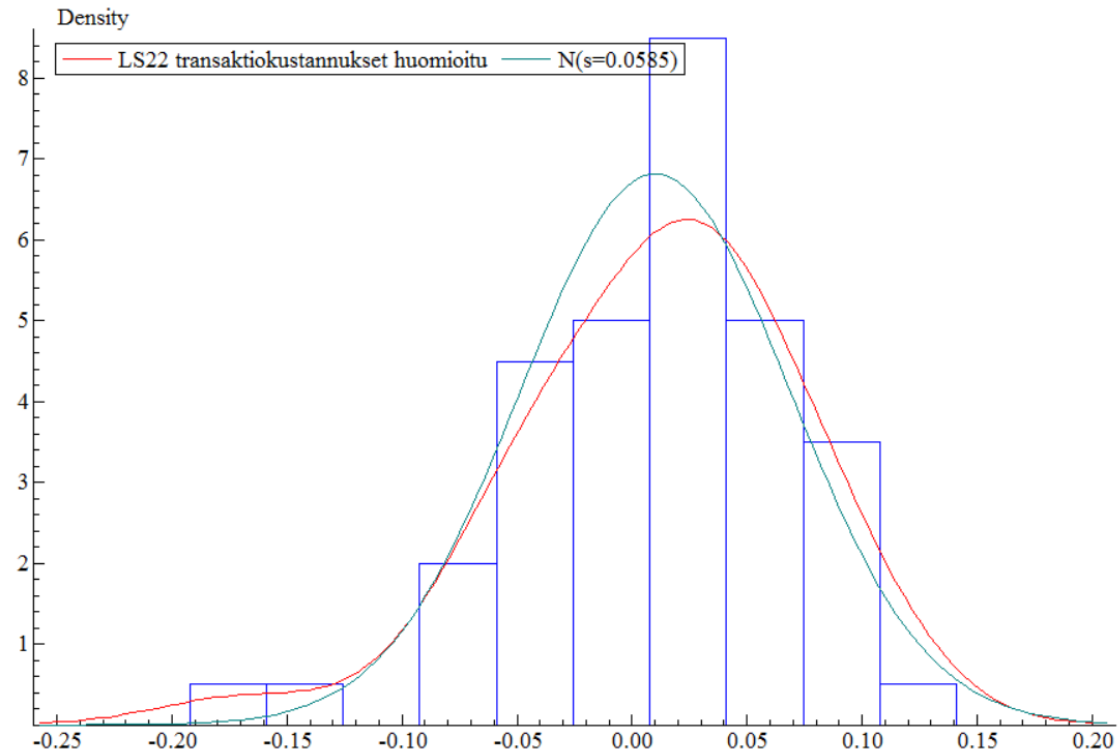
** tilastollisesti merkitsevä tasolla 0,01

*** tilastollisesti merkitsevä tasolla 0,001

Taulukossa 6 on esitetty testisuureet ja suluissa vastaavat p-arvot. Mikäli testisuureita vastaava p-arvo on tarpeeksi pieni, nollahypoteesi hylätään. Taulukosta 6 nähdään, että nollahypoteesi normaalijakauman olemassaolosta hylätään jokaisen nollakustannusstrategian kohdalla. Autokorrelaation osalta tuloksissa on vaihtelua. CHS-mallin osalta autokorrelaatiota olisi mahdollisesti ainoastaan LS22-portfoliossa, kun viiveenä on kolme. Muissa portfolioissa mahdollista autokorrelaatiota on viiveillä kolme ja neljä. Voidaan kuitenkin todeta, että koska mahdollinen autokorrelaatio rajoittuu viiveisiin kolme ja neljä, on t-testi melko luotettava.

Seuraavassa kuviossa 6 on esitetty CHS-mallin mukaisen LS22-portfolion kuukausituottojen jakaumat. Kuukausituotoissa on huomioitu myös kaupankäyntikulut. Kuvio 2 on tehty Oxmetrics-ohjelman avulla. Kuvion vaaka-akseli esittää kuukausituoton suuruutta ja pystyakseli havaintojen suhteellista määrää. Kuvioon on piirretty myös vihreällä ver-

tailun vuoksi normaalijakauma. Lisäksi punaisella on piirretty otoksen perusteella arvioitu jatkuva jakauma. Kuviosta 6 nähdään, että kuukausituottojen jakauma on hieman negatiivisesti vinoutunut. Lisäksi jakaumassa on huipukkuutta.



Kuvio 6 LS22-portfolion kuukausituottojen jakauma.

Kuviosta 6 nähdään tuottojakauman muoto, joka ei ole täysin normaali. Lisäksi testit osoittavat, että jakaumat eivät ole normaaleja. T-testiä voidaan kuitenkin käyttää nojautuen siihen, että otoskoko on riittävän suuri. Kuukausituottoja on yhteensä aineistossa 120 havaintoa. Mooren ja Mccaben (2006, 463) mukaan t-testiä voidaan käyttää, vaikka aineiston jakauma olisi selvästi vino, kun otoskoko on suurempi kuin 40. Kuvion 6 perusteella myös nähdään, että tuottojakauma ei poikkea radikaalisti normaalijakaumasta.

4.5 Tuottojakaumat korkean konkurssiriskin portfolioille

Campbell ym. (2008) arvelivat, että konkurssiriskianomalian yhtenä mahdollisena syynä voisi olla sijoittajien preferenssi positiivisesti vinoutuneelle tuottojakaumalle Barberiksen

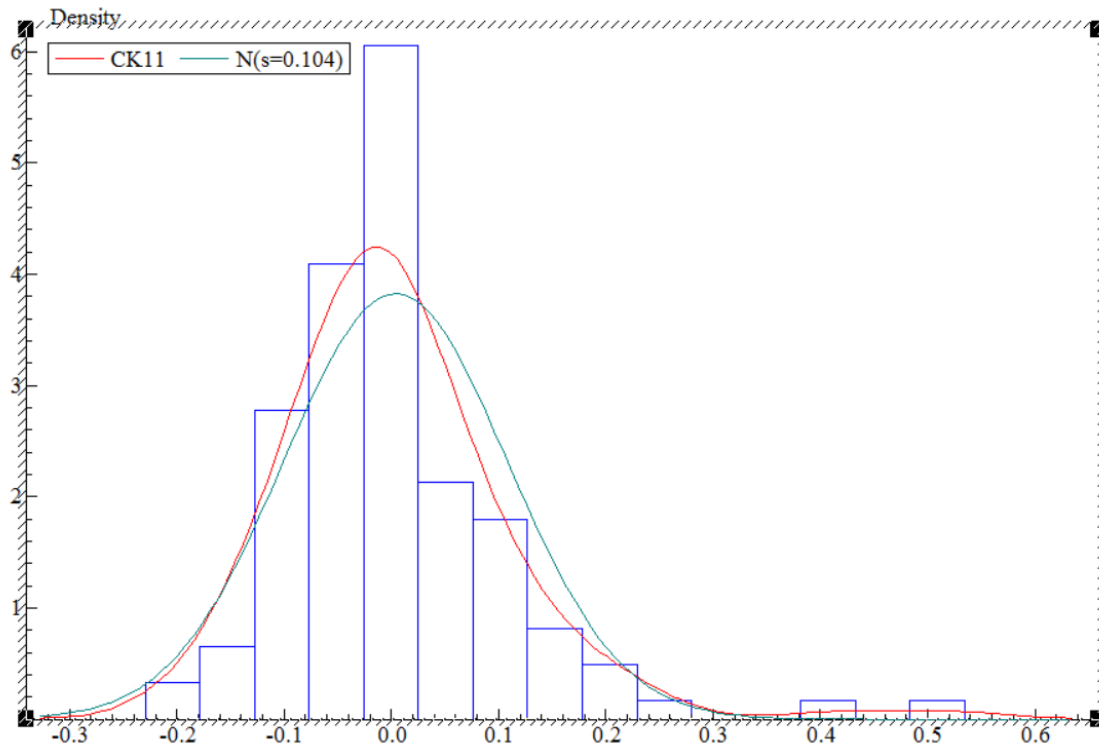
ja Huangin (2008) mallin mukaisesti. Seuraavassa taulukossa 5 on kuvattu korkean konkurssiriskin portfolioiden tuottojakaumien vinoudet.

Taulukko 7 Korkean konkurssiriskin portfolioiden tuottojakaumien vinous.

Portfoliot	Vinous
Altmanin Z-luku	
K11	1,37
K11-22	0,46
Ohlsonin O-luku	
k11	1,43
K11-22	0,58
Campbellin ym. malli	
K11	1,63
K11-22	0,62

Taulukon 7 tuottojakaumien vinouden tunnusluvut on laskettu Oxmetrics-ohjelman avulla. Vinouksien tunnusluvut on laskettu käyttäen normaaleja kuukausituottoja eli tuotot eivät ole logaritmoituja. Näin on menetelty sen takia, että log-transformaatio muuttaisi tuottojakauman vinoumaa negatiiviseen suuntaan. Vinous-luku on normaalijakaumalle nolla. Näin ollen yli nollan olevat vinouden luvut tarkoittavat, että jakauma on positiivisesti vinoutunut.

Taulukon 7 perusteella nähdään, että korkean konkurssiriskin portfolioiden tuottojakaumat ovat positiivisesti vinoutuneet. Lisäksi nähdään, että positiivinen vinouma on erityisen suuri K11-portfolioissa. Positiivinen vinouma on myös hieman voimakkaampi CHS-mallin avulla muodostetuissa portfolioissa. Tulokset ovat samansuuntaiset kuin mitä Campbell ym. (2008) saavat tutkimuksessaan. Korkean konkurssiriskin portfolioiden tuotot ovat positiivisesti vinoutuneet. Taulukossa 4 esitettiin korkean konkurssiriskin portfolioiden keskimääräiset kuukausituotot. Barberiksen ja Huangin (2008) mallin yhtenä implikaationa oli, että mataliin tuottoihin oli yhteydessä positiivisesti vinoutuneet tuottojakaumat. Taulukoiden 4 ja 7 perusteella voidaan todeta, että tämä implikaatio toteutui tässä tutkielmassa.



Kuvio 7 Campbell ym. K11-portfolion tuottojakauma.

Kuviossa 7 on esitetty vinouman havainnollistamiseksi CHS-mallin mukainen K11 -portfolion tuottojakauma, jossa oli suurin positiivinen vinous. Nähdään, että portfolio on tuottanut muutamana kuukautena erityisen hyvin. Toiseksi korkein kuukausituotto oli 41,6 % ja korkein 52,7 %. Nämä muutamat korkeat kuukausituotot tekevät tuottojakaumasta erittäin positiivisesti vinoutuneen.

4.6 Yhteenveto keskeisistä empiirisistä tuloksista

Taulukon 4 perusteella voidaan todeta, että korkean konkurssiriskin osakkeet tuottivat huonommin kuin matalan konkurssiriskin ajanjaksolla 1.3.2007–28.2.2017 Helsingin pörssissä. Taulukon 4 perusteella voidaan todeta myös, että Ohlsonin O-lukua käytettäessä tuottoero oli suurempi kuin Altmanin Z-lukua käytettäessä. Vastaavasti CHS-mallia käytettäessä tuottoero oli Ohlsonin O-lukua suurempi. Nollakustannusstrategian mukaisen LS22-portfolion tuotto oli kuitenkin tilastollisesti merkitsevä ainoastaan CHS-mallia käytettäessä. Tämä tilastollisesti merkitsevä tuottoero, ennen kaupankäyntikustannuksia, oli keskimäärin per kuukausi 1,25 %. Keskimäärin per vuosi tuottoero olisi 15,01 %.

Kaupankäyntikustannukset huomioiden CHS-mallin avulla laadittu LS22-portfolio tuotti edelleen positiivisesti, mutta tuotto ei ollut enää tilastollisesti merkitsevä. Taulukko 5:n pohjalta nähdään, että 0,5 %:n kaupankäyntikulun jälkeen, LS22-portfolion kuukausituotto oli 1,004 % p-arvolla 0,064. Per vuosi tuotto olisi 12,05 %. 0,2 %:n kaupankäyntikulua käyttäen LS22-portfolion kuukausituotto oli 1,050 % ja p-arvo oli 0,053.

H1-hypoteesina oli, että sijoittaja pystyy saavuttamaan positiivisia epänormaaleja tuottoja konkurssiriskin perustuvalla sijoitusstrategialla. Tämä hypoteesi hylätään, sillä kaupankäyntikustannusten jälkeen minkään nollakustannusstrategian tuotto ei ollut enää tilastollisesti merkitsevä 0,05:n merkitsevyystasolla. Toisin sanoen ei voida sanoa tarpeeksi suurella varmuudella, että positiiviset epänormaalit tuotot eivät olisi johtuneet vain satunnaisuudesta. Tämä tulos tarkoittaa, että H0-hypoteesia eli tehokkaiden markkinoiden hypoteesia ei hylätä.

H2-hypoteesina oli, että korkean konkurssiriskin portfolioiden tuotot ovat matalat ja tuottojakaumat ovat positiivisesti vinoutuneet. Tämä hypoteesi sai vahvistusta, sillä taulukon 7 perusteella jokaisessa korkean konkurssiriskin portfoliossa oli positiivista vinoumaa. Positiivinen vinouma oli lisäksi suurempi, kun kyse oli kaikista konkurssiriskisimmistä yrityksistä. Lisäksi taulukon 4 perusteella nähtiin, että korkean konkurssiriskin osakkeet tuottivat heikosti. Tulos on samansuuntainen, kuin Campbellin ym. (2008) tutkimuksessa.

4.7 Reliabiliteetti ja validiteetti

Jokaisessa tutkimuksessa pyritään arvioimaan tehdyn tutkimuksen luotettavuutta. validiteetin käsitteellä tarkoitetaan mittarin tai tutkimusmenetelmän kykyä mitata juuri sitä, mitä tutkimuksella on tarkoituskin mitata (Bell & Bryman 2015, 170). Tämän tutkielman validiteetin pohjana on tukeutuminen rahoituksen tutkimuksessa yleisesti käytettyihin metodeihin. Nollakustannusstrategian käyttäminen ja tilastollisen merkitsevyyden testaaminen t-testin avulla sisältävät oletuksia. Nämä oletukset eivät täysin täytyneet normaali jakauman ja autokorrelaation osalta. Kuitenkin voidaan nojautua riittävän suureen otokseen, jolloin lievästi vinoutunut jakauma ei aiheuta t-testin luotettavuuden kannalta niin suurta ongelmaa.

Tutkielman validiteetin kannalta keskeistä on myös otoksen edustavuus. Tässä tutkielmassa ajanjaksona oli kymmenen vuotta. Kymmenen vuoden ajanjakson voi argumentoida sisältävän jo lasku- ja noususuhdanteita ja olevan näin edustava otos. Toisaalta voidaan argumentoida, että olosuhteet osakemarkkinoilla ovat niin vaihtelevia, että jonakin vuosikymmenenä sijoitusstrategia voi olla toimiva ja toisena taas ei. Esimerkiksi Chava ja Purnandam (2010, 2554) argumentoivat, että Yhdysvalloissa havaittu konkurssiriski-anomalia oli keskittynyt 80-luvulle.

Tutkielman ajanjaksona oli 1.3.2007–28.2.2017. Tähän ajanjaksoon mahtui muun muassa maailmanlaajuinen finanssikriisi ja Kreikan velkakriisi. Helsingin pörssiin listatuiden yritysten osalta konkurssit olivat kuitenkin melko harvinaisia tällä ajanjaksolla. Seuraavat neljä yritystä poistuivat pörssistä konkurssin takia: Stromsdal Oyj joulukuussa 2008, Evia Oyj heinäkuussa 2009, Elcoteq Oyj maraskuussa 2011 ja Tiimari lokakuussa 2013.⁶ Voidaan argumentoida, että konkurssien määrä ajanjaksolla ei ole erityisen suuri, kun huomioidaan, että ajanjaksona oli kymmenen vuotta.

Tutkimus perustui portfolioiden muodostamiselle. Koska Helsingin pörssi ei ole iso, muodostettuihin portfolioihin valikoitui melko pieni määrä osakkeita. Portfolioihin valittiin 11 tai 22 osaketta. Näin ollen osakkeita on melko vähän per portfolio, joten riippuvuus yhtiökohtaisista tekijöistä on suurempi. Erityisesti portfolioissa, joihin valittiin vain 11 osaketta. Tämän voi nähdä olevan sekä reliabiliteettia että validiteettia heikentävä tekijä.

Tutkimuksen validiutta voi nähdä nostavan sen, että tutkimus on jatkumoa aikaisempien tutkimuksien päälle samanlaisilla tutkimusmenetelmillä, mikä vähentää data snooping – argumentin painoa. ”Data snooping” -termi tarkoittaa sitä, että etsimällä etsitään datasta säännönmukaisuuksia ilman alkuhypooteeseja. Tällöin mahdollisesti löydetty säännönmukaisuudet voivat olla satunnaisuudesta johtuvia.

Tutkimuksen reliaabeliudella tarkoitetaan tutkimustulosten toistettavuutta. Eli sitä, miten hyvin tutkimus ja sen tulokset ovat toistettavissa (Kananen 2008, 79). Tämän tutkimuksen reliabiliteettia alentavat mahdolliset virheet datassa ja laskelmissa. Tutkimuksen reliabili-

⁶ Kauppalehti, <<https://www.kauppalehti.fi/5/i/porssi/porssikurssit/poistuneet.jsp>> Luettu 31.8.2017

teettia tukevat huolelliset laskelmat. Keskeinen reliabiliteettiin vaikuttava tekijä on lähteiden luotettavuus. Datan lähteenä tässä tutkielmassa käytettiin Thomson Reutersin Datastream-tietokantaa, joka on yksi suurimmista palveluntarjoajista. Tämän voisi olettaa olevan datan laatua parantava tekijä.

Tutkielmassa tutkittiin kaupankäyntikustannusten vaikutusta. Kaupankäyntikustannusten osalta jouduttiin tekemään runsaasti erilaisia oletuksia. Nämä oletukset eivät välttämättä ole paikkansa pitäviä. Erityisesti lyhyeksi myynnin lainakustannus saattaa vaihdella huomattavasti yrityksestä toiseen. Kustannus voi myös olla erityisen suuri korkean konkurssiriskin yrityksille. Kaupankäyntikustannukset eivät myöskään ole stabiileja ajassa. Reliabiliteetin osalta stabiilius on kuitenkin tärkeä tekijä (Bell & Bryman 2015, 169). Nämä seikat heikentävät tutkimuksen reliabiliteettia. Toisaalta voidaan argumentoida, että yli-päättään kaupankäyntikustannusten huomioiminen on validiutta parantava tekijä. Näin sen vuoksi, että kaupankäyntikustannusten huomioimatta jättäminen parantaisi sijoitusstrategian tuottoja tasolle, johon sijoittaja ei todellisuudessa voisi yltää.

5 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkielman tavoitteena oli testata tehokkaiden markkinoiden hypoteesia. Testaaminen suoritettiin muodostamalla konkurssiriskiin perustuva sijoitusstrategia ja tutkimalla strategian tuottoja. Tavoitteena oli myös tutkia kaupankäyntikulujen vaikutusta. Tutkielman tuloksena oli, että Helsingin pörssissä ajanjaksolla 1.3.2007–28.2.2017 jokaisen muodostetun nollakustannusstrategian, joka osti position korkean konkurssiriskin osakkeista ja myi lyhyeksi matalan, epänormaali tuotto oli positiivinen. Tulos oli samansuuntainen aikaisempien konkurssiriskianomaliaa havainneiden tutkimusten kanssa (Dichev 1998, Griffin & Lemmon 2002, Campbell ym. 2008, 2011, Garlappi, Shu & Yan 2008 ja Gao ym. 2016). Tässä tutkielmassa huomioitiin myös kaupankäyntikulujen vaikutus. Koska kaupankäyntikulut huomioiden minkään nollakustannusstrategian epänormaali tuotto ei ollut tilastollisesti merkitsevä 0,05 %:n merkitsevyystasolla, ei sattumaa voida sulkea pois epänormaalin tuoton selittäjänä. H_0 -hypoteesia markkinoiden tehokkuudesta ei hylätä.

Kun kaupankäyntikustannukset huomioitiin, CHS-mallin mukaisen LS22-portfolion epänormaali tuotto ei ollut enää tilastollisesti merkitsevä 0,05:n merkitsevyystasolla. P-arvo oli 0,064 käyttäen 0,5 %:n kaupankäyntikulun oletusta. Kun käytettiin alhaisempaa, 0,2 %:n kaupankäyntikustannuksen oletusta p-arvo oli 0,053. CHS-mallin mukaisen LS22-portfolion kuukausituotto oli vielä 0,5 %:n yhden suunnan kaupankäyntikulun jälkeen 1,004 %. Vuotuisena tuottona olisi tällöin 12,05 %. Voidaan todeta, että nollakustannusstrategian vuotuinen tuotto oli vielä absoluuttisesti huomattava, vaikka se ei ollut enää tilastollisesti merkitsevä 0,05:n merkitsevyystasolla.

CHS-mallin lisäksi tässä tutkielmassa käytettiin Ohlsonin O-lukua ja Altmanin Z-lukua. Näiden mallien perusteella muodostettujen nollakustannusstrategioiden tuotto oli positiivinen, mutta ei tilastollisesti merkitsevä. Tuloksen voidaan tulkita antavan suuremman varmuuden sille, että konkurssiriskianomaliaa ei ole. Näin sen vuoksi, että käytettiin useampaa konkurssiriskiä ennustavaa mallia.

Ennen kaupankäyntikuluja, Altmanin Z-luvun perusteella muodostetut nollakustannusstrategiat LS11 ja LS22 tuottivat kesimäärin per kuukausi 0,23 % ja 0,68 %. Vastaavasti

Ohlsonin O-luvun perusteella muodostetut nollakustannusstrategiat LS11 ja LS22 tuottivat 1,05 % ja 0,87 %. CHS-mallin perusteella muodostetut LS11 ja LS22 tuottivat 1,05 % ja 1,25 %. Tuloksista nähdään, että Altmanin Z-lukuun perustuvat nollakustannusstrategiat tuottivat huonoiten, Ohlsonin O-lukuun perustuvat tuottivat paremmin ja parhaiten tuottivat CHS-malliin perustuvat nollakustannusstrategiat. Tuottoerot eivät kuitenkaan olleet niin suuret CHS-mallin ja Ohlsonin O-luvun välillä. Campbell ym. (2011) estimoiivat CHS-mallinsa laajemmalla ja tuoreemmalla aineistolla kuin millä Ohlsonin O-luku tai Altmanin Z-luku oli estimoitu. Samoin Ohlson (1980) estimoi O-luvun laajemmalla aineistolla kuin millä Altmanin Z-luku oli estimoitu. Näin ollen, tuloksia voisi tulkita niin, että tarkemmin konkurssiriskiä ennustava malli mahdollistaisi myös korkeammat tuotot. Tämä tulkinta olisi puolestaan linjassa sen kanssa, että konkurssiriskianomalia on olemassa. Näin sen vuoksi, että mikäli konkurssiriskianomalia on olemassa, voisi olettaa kaikista parhaiten konkurssia ennustavan mallin myös mahdollistavan suurimmat tuotot.

Tutkielman lisätavoitteena oli tutkia konkurssiriskianomalian taustalla olevia mahdollisia syitä. Kirjallisuuskatsauksessa perehdyttiin mahdollisiin syihin konkurssiriskianomalian taustalla. Johtopäätöksenä voidaan todeta, että mahdollisia syitä oli esitetty useita, mutta yhtä syytä yli muiden ei noussut esille. Lisäksi oli ristiriitaisuuksia. Esimerkiksi Gao ym (2016) eivät löytäneet yhteyttä luotonantajan suojan ja konkurssiriskianomalian välillä. Aretz, Florackis ja Kostakis (2016) päätyivät vastakkaiseen tulokseen. He saivat tulokseksi, että maissa joissa luotonantajien suoja oli vahva, myös riskipremio konkurssiriskisille yrityksille oli suurempi.

Tässä tutkielmassa testattiin yhtä mahdollista konkurssiriskianomaliaa selittävää teoriaa. Campbell ym. (2008) arvelivat, että yhtenä syynä konkurssiriskianomialle saattaisi olla sijoittajien preferenssi positiivisesti vinoutuneille tuottojakaumille Barberiksen ja Huangin (2008) mallin mukaisesti. Campbell ym. (2008) löysivät tukea Barberiksen ja Huangin mallin ennustukselle, sillä korkean konkurssiriskin yritykset tuottivat heikosti ja tuottojakaumat olivat positiivisesti vinoutuneet. Tämän tutkielman tulos oli samansuuntainen kuin Campbellin ym. (2008) tutkimuksen tulos. Taulukoiden 7 ja 4 perusteella nähtiin, että korkean konkurssiriskin yritykset tuottivat heikosti ja tuottojakaumat olivat positiivisesti vinoutuneet. Tästä ei voida kuitenkaan vielä tehdä johtopäätöksiä syy-seuraussuhteen olemassa olosta jo senkään vuoksi, että mahdollisia muita selittäviä teorioita ei testattu.

Aiemmissa konkurssiriskianomaliaa käsittelevissä tutkimuksissa kaupankäyntikuluihin ei oltu kiinnitetty merkittävästi huomiota. Mahdollinen jatkotutkimusaihe voisi olla tutkia Yhdysvalloissa ja muissa sellaisissa maissa, joissa konkurssiriskianomaliaa oli havaittu, ovatko nollakustannusstrategioiden tuotot enää tilastollisesti merkitseviä kaupankäyntikustannusten jälkeen.

LÄHTEET

Kirjallisuus

- Altman, E. 1968. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *Journal of Finance*, 23 (4), 589–609.
- Altman, E. 1971. *Corporate Bankruptcy in America*. Lexington: Heath and company.
- Aretz, K., Florackis, C. & Kostakis, A. 2016. Do Stock Returns Really Decrease With Default Risk? SSRN-työpaperi saatavana World Wide Webistä: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2314280> Luettu 20.8.2017.
- Barberis, N. & Huang, M. 2008. Stocks as Lotteries: The Implications of Probability Weighting for Security Prices. *American Economic Review*, 98 (5), 2066–2100.
- Beaver, W. 1966. Financial Ratios As Predictors of Failure. *Journal of Accounting Research*, 4, 71–111
- Bell, E. & Bryman, A. 2015. *Business Research Methods*. Oxford: Oxford University press.
- Bernard, V. & Thomas, J. 1990. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 13, 305–340.
- Black, F. & M, Scholes. 1973. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81 (3), 637–654.
- Campbell, J., Hilscher, J. & Szilagyi, J. 2008. In Search of Distress Risk. *Journal of Finance*, 63 (6), 2899–2939.
- Campbell, J., Hilscher, J. & Szilagyi J. 2011. Predicting financial distress and the performance of distressed stocks. *Journal of Investment Management*, 9 (2), 14–34.
- Carhart, M. 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52 (1), 57–82.
- Chava, S. & Purnandam, A. 2010. Is Default Risk Negatively Related to Stock Returns? *The Review of Financial Studies*, 23 (6), 2523–2559.
- Coase, R. 1982. *How should economists choose (the G. Warren Nutter lectures in political economy)*. The American Enterprise Institute for Public Policy Research.
- Da, Z. & Gao, P. 2010. Clientele Change, Liquidity Shock, and the Return on Financially Distressed Stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45 (1), 27–48.

- Dichev, I. 1998. Is the Risk of Bankruptcy a Systematic Risk? *Journal of Finance*, 53 (3), 1131–1147.
- Doornik, J. & Hansen, H. 2008. An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 70 (1), 927–939.
- Ensthaler, L., Nottmeyer, O., Weizsäcker, G. & Zankiewicz, C. 2016 *Hidden skewness: On the difficulty of multiplicative compounding under random shocks*. Työpaperi, saatavana SSRN-julkaisualustalta World Wide Webistä: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2353261> Luettu 22.8.2017.
- Fama, E. 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25 (2), 348–417.
- Fama, E. & French, K. 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47 (2), 427–465.
- Fama, E. & French, K. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56. Saatavana World Wide Webistä: <https://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Teaching/IntesaBci_2001/FF_Common_risk.pdf> Luettu 1.9.2017.
- Fama, E. 1995. Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analysts Journal*, 51(1), 75–80
- Fama, E. & French, K. 1996. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51 (1), 55–84.
- Fama, E. 1998. Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance. *Journal of Financial Economics*, 49 (3), 283–306.
- Fama, E. & French, K. 2004, The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (3), 25–46.
- Foster, D. & Stine, R. 2006. Being Warren Buffett: A Classroom Simulation of Risk and Wealth When Investing in the Stock Market. *The American Statistician*, 60 (1), 53–60.
- Friewald, N. Wagner, C. & Zechner, J. 2014. The cross-section of credit risk premia and equity returns. *Journal of Finance*, 69 (6), 2419–2469.
- Gao, P., Parsons, C. & Shen, J. 2016. The Global Relation Between Financial Distress and Equity Returns. Työpaperi saatavana SSRN-julkaisualustalta World Wide Webistä: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2086475> Luettu 21.8.2017.
- Garlappi, L., Shu, T. & Yan, H. 2008. Default Risk, Shareholder Advantage, and Stock Returns. *Review of Financial Studies*, 21 (6), 2743–2778.

- George, T. & Hwang, C. 2010, A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 96 (1), 56–79
- Gordon, J. 2000. On Back-Testing “Zero-Investment” Strategies. *Journal of Business*, 73 (2), 255–278.
- Hofstede, G. 2001. *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions, and organizations across nations*. Beverly Hills: Sage Publication.
- Hovi, M. 2014. *Osakkeiden lyhyeksimyynnin sääntely ja sääntelyn vaikutukset (EU:n lyhyeksimyntiasetus)*. Helsingin yliopisto. Pro gradu -tutkielma.
- Jegadeesh, N. & Titman, S. 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 48 (1), 65–91.
- Jensen, M. 1967. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964. *Journal of Finance*, 23 (2), 389–416.
- Kahneman, D. & Tversky, A. 1992. Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5 (4), 297–323.
- Kananen, J. 2008. *Kvantti: kvantitatiivinen tutkimus alusta loppuun*. Jyväskylä: Jyväskylän ammattikorkeakoulu.
- Kewei, H., Karolyi, G. & Kho, B. 2011. What factors drive global stock returns? *Review of Financial Studies*, 24 (8), 2528–2574.
- Lakatos, I. 1970. Falsification and the methodology of research programmes. Teoksessa Lakatos, I. & Musgrave, A. *Criticism and the growth of knowledge*. Cambridge: Cambridge University Press.
- La Porta, R. 1996. Expectations and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 51 (5), 1715–1742.
- La Porta, R., Lopez De Silanes, F., Shleifer, A & Vishny, R. 1998. Law and Finance. *Journal of Political Economy*, 106 (6), 1113–1155.
- Ledoita, O. & Wolf, M. 2008. Robust performance hypothesis testing with the Sharpe ratio. *Journal of Empirical Finance*, 15 (5), 850–859.
- Lintner, J. 1965a. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47 (1) 13–37.
- Lintner, J. 1965b. Securities Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification. *Journal of Finance*, 20 (4), 587–615.
- Malkiel, B. 2003. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, 17 (1), 59–82.

- Markowitz, H. 1952. Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7 (1), 77–91.
- McCabe, G. & Moore, D. 2006. *Introduction to the practice of statistics*. Yhdysvallat: W.H.Freeman and Company.
- Merton, R. 1974. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, 29 (2), 449–470.
- Mossin, J. 1966. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34 (4), 768–783.
- Nagel, S. 2005. Short sales, institutional investors and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 78 (2), 277–309.
- Ohlson, J. 1980. Financial Ratios and the Probabilistic prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18 (1), 109–131.
- Parmler, J. & Gonzalez, A. 2007. Is Momentum Due to Data-snooping? *The European Journal of Finance*, 13 (4), 301–318.
- Perold, A. 2004, The Capital Asset Pricing Model. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (3), 3–24.
- Rinne, E. & Vähämaa, S. 2011. The “Dogs of the Dow” strategy revisited: Finnish evidence. *The European Journal of Finance*. 17 (5-6), 451–469.
- Ruppert, D. 2006. *Statistics and Finance An Introduction*. New York: Springer.
- Ryan, B. Scapens, R. & Theobald, M. 2002. *Research Method and Methodology in Finance and accounting*. Iso-Britannia: Thomson.
- Schwert, G. W. 2003. Anomalies and Market Efficiency. Teoksessa Constantinides, G., Harris, M. & Stulz, R. (toim.) *Handbook of the Economics of Finance: Vol. 1 B, Financial markets and asset pricing*. Amsterdam: Elsevier, 939–974.
- Sharpe, W. 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19 (3), 425–442.
- Sharpe, W. 1966. Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, 39 (1), 119–138.
- Sharpe, W. 1994. The Sharpe Ratio. *The Journal of Portfolio Management*, 21(1), 49–58. Saatavana World Wide Webistä: <<https://web.stanford.edu/~wfs Sharpe/art/sr/sr.htm>> Luettu 22.8.2017.
- Shumway, T. 2001. Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model. *Journal of Business*, 74 (1), 101–124.
- Treynor J. 1962. Toward a Theory of Market Value of Risky Assets. Teoksessa Korajczyk, R (toim.) *Asset Pricing and Portfolio Performance*. Lontoo: Risk books. 15–22.

Vassalou, M. & Xing, Y. 2004. Default Risk in Equity Returns. *Journal of Finance*, 59 (2), 831–868.

White, H. 2000. A reality check for data snooping. *Econometrica*, 68 (5), 1097–1126.

Muut lähteet

A Dictionary of Economics 2017. Oxford University Press -kustantajan internetissä julkaissama sanakirja. <<http://www.oxfordreference.com.helios.uta.fi/view/10.1093/acref/9780198759430.001.0001/acref-9780198759430>> Luettu 29.8.2017.

A Dictionary of Business and management 2016. Oxford University Press -kustantajan internetissä julkaisema sanakirja. <<http://www.oxfordreference.com.helios.uta.fi/view/10.1093/acref/9780199684984.001.0001/acref-9780199684984>> Luettu 29.8.2017.

Arvopaperi-lehden internetsivut. Artikkelit: ”onko joku näistä osakkeista seuraava kurssiraketti”. <https://www.arvopaperi.fi/kaikki_uutiset/onko-joku-naista-osakkeista-seuraava-kurssiraketti-6614071> Luettu 1.9.2017

Kauppalehden internetsivut, kurssihistoria. <<https://www.kauppalehti.fi/5/i/porssi/porssikurssit/kurssihistoria.jsp>> Luettu 25.8.2015

Kauppalehden internetsivut, listalta poistuneet yritykset. <<https://www.kauppalehti.fi/5/i/porssi/porssikurssit/poistuneet.jsp>> Luettu 31.8.2017.

Kuukausittaiset euriborkorot 2007–2017. <<http://www.euribor-rates.eu/>> Luettu 10.8.2017.

Merriam-Webster -sanakirja. <<https://www.merriam-webster.com/dictionary/risk>> Luettu 28.8.2017.

Moody’sin internetsivu. EDF-mallista kertova dokumentti. <<https://www.moodys.com/sites/products/ProductAttachments/RiskCalc%203.1%20Whitepaper.pdf>> luettu 7.9.2017.

Nordnetin hinnasto 2017. Nordnetin internetsivut <<https://www.nordnet.fi/palvelut-jatuotteet/hinnasto.html>> Luettu 10.8.2017.